



Universidad de la República
Facultad de Ciencias Económicas y Administración

Licenciatura en Economía

**Asimetría en la reacción de la política fiscal al ciclo del PIB y sus
implicancias sobre la deuda: un análisis del caso uruguayo**

Guillermo Santos

Yael Stolovas

Tutor: Leonardo Vicente

Montevideo, Uruguay
2010

Página de Aprobación

Facultad de Ciencias Económicas y Administración

El tribunal docente integrado por los abajo firmantes aprueba la Tesis de Investigación:

Asimetría en la reacción de la política fiscal al ciclo del PIB y sus implicancias sobre la deuda: un análisis del caso uruguayo

Autores: Guillermo Santos y Yael Stolovas

Tutor: Leonardo Vicente

Carrera: Licenciatura en Economía

Puntaje

.....

Tribunal

Profesor.....(Nombre y firma).

Profesor.....(Nombre y firma).

Profesor.....(Nombre y firma).

Fecha

Resumen

El presente trabajo analiza la existencia de asimetría en la reacción de la política fiscal discrecional ante distintas fases del ciclo económico en Uruguay. A tales efectos se estiman funciones de reacción fiscal para el período 1970-2009, en las que la dinámica de las cuentas públicas es explicada por factores estructurales y cíclicos. Se encuentra evidencia de que la política fiscal discrecional reacciona con mayor intensidad ante fases positivas que ante fases negativas del ciclo, dando lugar a un sesgo de asimetría. Asimismo, la política fiscal discrecional posee una orientación procíclica ante fases positivas y acíclica ante fases negativas. Al separar las fases negativas en recesiones leves y severas, se encuentra que ante las primeras la política fiscal discrecional reacciona en forma contracíclica mientras que ante las segundas la reacción es acíclica o levemente procíclica. Dicha asimetría ha derivado en un sesgo deficitario y por tanto en un sobreendeudamiento que se estima fue en términos acumulados 33% del PIB, representando un promedio anual de 0,8% de PIB. De esta forma, se concluye que la respuesta asimétrica de la política fiscal al ciclo no sólo presenta un problema si se pretende estabilizar el producto, sino que además deriva en consecuencias de largo plazo al crear endeudamiento adicional.

JEL: E62, H6

Palabras claves: política fiscal, asimetría, prociclicidad, endeudamiento.

Tabla de Contenidos

1. Introducción.....	9
2. Marco Teórico	13
2.1. El estudio del manejo óptimo de la política fiscal discrecional ...	13
2.1.1. El pensamiento clásico.....	13
2.1.2. El pensamiento keynesiano	15
2.1.3. La Síntesis Neoclásica	19
2.1.4. Equivalencia Ricardiana y la Nueva Macro Clásica	21
2.1.5. La Nueva Macroeconomía Keynesiana	24
2.1.6. Respuestas no lineales a la política fiscal.....	25
2.1.7. El Ciclo Real de los Negocios	26
2.2. Síntesis sobre el manejo de la política fiscal en el ciclo económico	27
2.3. ¿Por qué la política fiscal en el ciclo no ha sido la óptima?	30
2.4. Cuadro comparativo entre distintos enfoques teóricos.....	35
2.5. Asimetría en la reacción de la política fiscal al ciclo económico .	36
3. Evidencia empírica sobre asimetría en la reacción de la política fiscal ante el ciclo	38
3.1. Evidencia empírica internacional	41
3.2. Evidencia empírica para Uruguay.....	64
3.3. Cuadro comparativo	67
4. Modelización teórica empleada.....	68
4.1. Componente estructural del resultado fiscal.....	70
4.2. Componente cíclico del resultado fiscal	71
4.3. Recesiones severas y auges económicos.....	75

5.	Una breve aproximación a las finanzas públicas en Uruguay	77
5.1.	Un análisis secular de las finanzas públicas en Uruguay.....	77
5.2.	Las finanzas públicas en el período 1970-2009	81
5.3.	El resultado fiscal y el ciclo del producto	86
6.	Estrategia Empírica.....	93
6.1.	Descripción de las series utilizadas	94
6.1.1.	Indicador del ciclo económico	94
6.1.2.	Indicador de la orientación fiscal	98
6.1.3.	Nivel de endeudamiento.....	101
6.2.	Análisis estadístico de la series empleadas	102
6.2.1.	Output gap.....	102
6.2.2.	Resultado primario ajustado por ciclo	108
6.2.3.	Ratio Deuda bruta/PIB	109
6.2.4.	Análisis de endogeneidad	114
6.3.	Modelo empírico y principales resultados.....	116
6.3.1.	Modelo 1: Carácter cíclico de la PFD.....	117
6.3.2.	Modelo 2: distinción entre momentos positivos y negativos del <i>output gap</i>	119
6.3.3.	Modelo 3: Distinción entre auge, expansión moderada, recesión leve y recesión severa – Criterio I	123
6.3.4.	Modelo 4: Distinción entre auge, expansión moderada, recesión leve y recesión severa - Criterio II	128
6.3.5.	Variables explicativas no vinculadas al ciclo.....	132
6.3.6.	Síntesis de los modelos estimados	135
7.	Implicancias de la asimetría sobre el nivel de endeudamiento.....	139
7.1.	Marco conceptual para el estudio del impacto de la asimetría sobre la deuda	141
7.2.	Ejercicio para el caso uruguayo.....	146

8. Conclusiones.....	150
9. Bibliografía.....	157
10. Anexos.....	161

Tabla de cuadros

Cuadro 3.1 Propiedades cíclicas del resultado fiscal en economías desarrolladas y latinoamericanas.....	43
Cuadro 3.2 Sensibilidad del resultado fiscal a la variación del PIB real durante recesiones profundas en economías desarrolladas y latinoamericanas	44
Cuadro 3.3 Sensibilidad del ratio gasto público/PIB a diferentes estados del ciclo	51
Cuadro 3.4 Sensibilidad del déficit fiscal al ciclo en economías industriales y en desarrollo (%)	57
Cuadro 3.5 Respuesta de la política fiscal discrecional al ciclo económico	60
Cuadro 6.1 Output gap: gráfico y cuadro de estadísticas descriptivas de la serie	103
Cuadro 6.2 Test de raíces unitarias para serie Output gap	104
Cuadro 6.3 Output gap positivo y negativo: gráficos de las series y estadísticas descriptivas	105
Cuadro 6.4 Ilustración de las distintas sub-fases del ciclo estimadas ...	106
Cuadro 6.5 Ilustración de las distintas sub-fases del ciclo estimadas ...	107
Cuadro 6.6 RPAC: gráfico de la serie y estadísticas descriptivas	108
Cuadro 6.7 Test de Dickey-Füller Aumentado para serie de RPAC/PIB	109
Cuadro 6.8 Deuda /PIB: gráfico de la serie y estadísticas descriptivas .	109
Cuadro 6.9 Test de Dickey-Füller Aumentado para el ratio Deuda/PIB.	110
Cuadro 6.10 Estimación del Modelo 1 y sus residuos	118
Cuadro 6.11 Estimación del Modelo 2 y sus residuos	121
Cuadro 6.12 Test de Wald: OG positivo – OG negativo	123
Cuadro 6.13 Estimaciones del Modelo 3 y sus residuos.....	125

Cuadro 6.14 Test de Wald: Auge - Recesión Severa	127
Cuadro 6.15 Test de Wald: Expansión Moderada - Recesión leve.....	128
Cuadro 6.16 Resultados del Modelo 4 y sus residuos	129
Cuadro 6.17 Test de Wald: Auge - Recesión Severa	131
Cuadro 6.18 Test de Wald: Expansión Moderada - Recesión leve.....	131
Cuadro 6.19 Resumen de los resultados arribados	137

Tabla de gráficos

Gráfico 5.1 Resultado Fiscal como porcentaje del PIB	78
Gráfico 5.2 Resultado global del GC (% del PIB	82
Gráfico 5.3 Resultado primario del GC (% del PIB)	83
Gráfico 5.4 Deuda bruta del sector público no financiero (% del PIB) ...	85
Gráfico 5.5 Variación del PIB real y output gap como porcentaje del PIB tendencial	86
Gráfico 5.6 Resultado fiscal global del GC como porcentaje del PIB y Output gap como porcentaje del PIB tendencial	88
Gráfico 5.7 Resultado fiscal primario como porcentaje del PIB y output gap como porcentaje del PIB tendencial.....	89
Gráfico 5.8 Resultado fiscal primario y Resultado Primario ajustado por ciclo (% del PIB)	91
Gráfico 5.9 Variación del RPAC como porcentaje del PIB y output gap como porcentaje del PIB tendencial.....	92
Gráfico 6.1 Componente tendencial y ciclo del PIB real (miles de millones de pesos constantes). Filtro de Hodrick-Prescott ($\lambda=100$).....	97
Gráfico 6.2 Evolución histórica de la deuda pública bruta (% PIB)	113
Gráfico 7.1 Deuda bruta con y sin simetría en la política fiscal.....	142
Gráfico 7.2 Diferencia entre la deuda de GC con y sin asimetría en términos del PIB	148

1. Introducción

Lograr que la política fiscal contribuya al crecimiento y la estabilidad macroeconómica no ha sido una tarea nada sencilla. En pos de alcanzar estos objetivos, muchas economías han presentado profundos desbalances en sus cuentas públicas, los que tarde o temprano han derivado en excesivo endeudamiento. Esta delicada combinación de déficit fiscal y endeudamiento ha constituido un potencial factor desestabilizador, ya que ha contribuido en forma directa al desarrollo de crisis económicas y financieras.

De esta forma, el estudio acerca del manejo óptimo de las finanzas públicas ante el ciclo económico se ha vuelto un tema crucial. Desde una óptica de corto plazo, impedir que la política fiscal exacerbe la volatilidad del ciclo sería deseable en materia de política económica. Asimismo, evitar que la misma resulte en exagerado endeudamiento se vuelve medular para preservar el crecimiento económico y evitar dramáticos desenlaces.

Si bien existen diversos trabajos que estiman la sensibilidad de la política fiscal ante el ciclo, no son muchos los que consideran de forma separada

la reacción ante fases positivas y negativas del mismo. En términos generales, sería deseable que la política fiscal reaccione con similar intensidad ante los diferentes estados del ciclo, es decir que presente un comportamiento simétrico. Cabe destacar que esto es independiente del carácter procíclico o contracíclico que la misma pueda tener. Suponiendo contraciclicidad, los superávits fiscales generados en momentos de auge deberían compensar los déficits fiscales acumulados en momentos de recesión. Pero aún en el caso de una política fiscal procíclica, (que no es la recomendable desde un punto de vista teórico) la simetría al ciclo sería deseable de modo de evitar un sesgo expansivo del gasto público que pueda comprometer la sostenibilidad financiera del gobierno a largo plazo.

En lo que refiere a la economía internacional, el tema resulta de especial relevancia en un contexto como el actual en el que debido a los fuertes estímulos (fiscales y monetarios) implementados para amortiguar los efectos recesivos de la crisis económica y financiera internacional, muchos países presentan un deterioro de sus cuentas fiscales. Frente a un escenario recesivo, la mayoría de los países han optado por implementar una agresiva expansión fiscal que ha logrado -junto a otras medidas- limitar los efectos de la crisis. Sin embargo, una vez superado el peligro de la recesión, se vuelve indispensable pensar una “estrategia de salida” que contemple la sostenibilidad y la estabilidad macroeconómica en el mediano y largo plazo.

En Uruguay el manejo de las variables fiscales ha constituido un tema delicado e incluso en ciertas ocasiones no ha logrado adecuarse a las necesidades del país, intensificando problemas más que contribuyendo a solucionarlos. Uruguay cuenta con una historia de persistente déficit fiscal y elevado endeudamiento mayoritariamente denominado en moneda extranjera. Esta combinación ha resultado peligrosa para el crecimiento y la estabilidad macroeconómica, ya que ha vuelto al país muy vulnerable ante escenarios recesivos.

En vista de la importancia de este tema para la salud macroeconómica de un país, y especialmente para un país con antecedentes de desequilibrios fiscales como lo es Uruguay, el presente trabajo pretende analizar si la política fiscal en Uruguay responde en forma asimétrica ante distintas fases del ciclo económico, potenciando un sesgo expansivo del déficit fiscal que incrementa los niveles de endeudamiento.

A continuación se detalla la estructura del presente trabajo. En la segunda sección se realiza un repaso del marco teórico existente respecto al manejo óptimo de la política fiscal en el ciclo económico, para luego discutir la discrepancia entre lo recomendado por las principales corrientes teóricas y lo que se observa en la realidad. En la tercera

sección se presentan trabajos anteriores que analizan la asimetría de la respuesta de la política fiscal ante distintas fases del ciclo en economías avanzadas y emergentes. En base a lo planteado en secciones anteriores se selecciona el modelo a emplear para testear la existencia de asimetría en la respuesta de la política fiscal uruguaya ante el ciclo, el cual es presentado en la cuarta sección. El estudio concreto del caso uruguayo comienza en la quinta sección con una mirada inicial a la realidad fiscal uruguaya de modo de identificar *a priori* los hechos estilizados respecto a la política fiscal en el ciclo económico. En la sexta sección se presentan los principales resultados del modelo estimado, para luego en la séptima sección estudiar sus implicancias sobre el nivel de endeudamiento. Finalmente, se destina la última sección a plantear las principales conclusiones del trabajo.

2. Marco Teórico

La teoría económica ha puesto a la política fiscal en diversos roles: desde la pasividad en la conducción de las cuentas públicas, hasta una gestión fuertemente activa con el objetivo de influenciar el nivel de actividad. Por lo tanto, resulta adecuado comenzar el análisis mediante una reseña histórica del pensamiento económico respecto al rol del Estado como agente y su papel en el proceso productivo.

2.1. El estudio del manejo óptimo de la política fiscal discrecional

2.1.1. El pensamiento clásico

Una de las primeras referencias al rol del Estado en la vida económica se halla en la corriente mercantilista. Si bien estas ideas del siglo XV y XVI no alcanzaron a esbozar teorías acerca del completo funcionamiento de la economía, las recomendaciones de política de sus principales exponentes, Quesnay y Turgot, otorgaban al Estado una función primordial en lo que refiere a la regulación del comercio y a la elaboración de legislación en la vida económica.

Si bien la corriente mercantilista fue ampliamente aceptada, la ciencia económica comenzó a adquirir carácter de cuerpo doctrinario completo con dos importantes críticas al pensamiento mercantilista: la fisiocracia y el liberalismo económico. Ambas corrientes concordaban en el hecho de que la economía se rige por leyes naturales que explican su funcionamiento. El liberalismo económico, que fue la corriente que prevaleció, planteaba que el Estado debía cumplir un rol protector de las relaciones económicas y de los contratos que estas conllevan, facilitando y no obstaculizando el libre accionar de las fuerzas naturales. Si bien Smith se considera el primer exponente de esta corriente, fue David Ricardo quien planteó los fundamentos económicos más formales. Este autor posicionaba al Estado en un papel de “salvaguarda” de las relaciones económicas relegándolo a la pasividad en materia de política económica.

El liberalismo económico se basaba en la existencia de una economía de mercado con precios y salarios flexibles, lo que garantiza un desplazamiento automático y paulatino del nivel de actividad hacia su equilibrio potencial y por tanto no existe lugar para una rol activo de la política económica.

Adicionalmente, los principales exponentes de la corriente clásica advertían acerca de la existencia de prolongadas e irregulares

fluctuaciones que provocan que el nivel de actividad se distancie temporalmente del producto compatible con el pleno empleo de factores. Esto fue decisivamente evidenciado en la Gran Depresión de 1929 que constituyó una de las etapas recesivas más prolongadas de la historia moderna, ocasionando fuertes cuestionamientos al planteo clásico y especialmente al poder de las fuerzas auto-correctoras del mercado para lograr que la economía retorne al equilibrio con pleno empleo.

2.1.2. El pensamiento keynesiano

En el contexto de la Gran Depresión, la llamada revolución keynesiana generó una reversión en la concepción sobre el funcionamiento de la economía, creando un nuevo papel para la política económica. El pensamiento keynesiano planteaba la posibilidad de que cuando el nivel de actividad se aleja del pleno empleo, la economía alcanza un equilibrio con desempleo de factores, situándose así en una “trampa”. Esto se debe principalmente a la existencia de rigideces nominales de precios y salarios. Estas rigideces brindan al gobierno la posibilidad de influir en la actividad económica mediante medidas monetarias o fiscales que afecten los niveles de producto y empleo a través de la demanda agregada.

Algunas de las ideas del pensamiento keynesiano se encuentran cristalizadas en los modelos *Investment Saving-Liquidity Money (IS-LM)* para economías cerradas (John Hicks, 1937) y *Mundell-Fleming* para economías abiertas (Robert Mundell, 1963 y Marcus Fleming, 1962). Estos modelos constituyen un importante marco teórico que permite analizar los efectos que tienen las distintas políticas económicas.

Dado los supuestos del primer modelo, una política fiscal expansiva financiada con endeudamiento genera dos efectos contrapuestos: un efecto multiplicador y un efecto desplazamiento o *crowding-out*¹. El primero incrementa el producto en una proporción mayor al aumento del gasto debido al efecto positivo que el alza de este último genera sobre el consumo. Por otra parte, el efecto *crowding out* se observa en tanto el financiamiento a través de emisión de deuda eleva la tasa de interés reduciendo los niveles de inversión privada (puesto que esta última depende negativamente de la tasa de interés) y neutralizando así parte del efecto multiplicador.

¹ Los principales supuestos del modelo IS LM son: economía cerrada y con gobierno en la que se comercializa un sólo bien pero existen dos activos financieros: dinero y bonos. Los precios y salarios se encuentran inicialmente fijos y el mercado de trabajo presenta elevado desempleo.

En general, el efecto multiplicador es más potente que el efecto desplazamiento, con lo que la política fiscal resulta eficaz para estimular el producto y el empleo. En el caso keynesiano extremo, donde se verifican la trampa de liquidez y la de inversiones, el efecto desplazamiento es nulo maximizando así la eficacia de la política fiscal.

El modelo *Mundell y Fleming* constituye un marco de análisis más ajustado a la realidad. A diferencia del modelo anterior, se supone una economía abierta y tomadora de precios (tanto en el mercado de bienes como en el de activos financieros) en la que existen dos bienes diferenciados: el bien externo y el bien interno². En este modelo, los efectos de la política económica dependen de la interacción que exista entre el régimen cambiario adoptado y el grado de movilidad de capitales.

En una economía con tipo de cambio fijo e imperfecta movilidad de capitales, un aumento del gasto público financiado con endeudamiento genera además de los efectos multiplicador y desplazamiento, un desarbitraje en las tasas de interés que favorece la entrada de capitales y presiona a la apreciación del tipo de cambio. En respuesta, el banco

² Las relaciones comerciales con el sector externo son capturadas a través de la función de exportaciones netas (saldo de balanza comercial), que se supone tiene una elasticidad positiva respecto al tipo de cambio real y negativa en relación al ingreso. Adicionalmente, los agentes poseen expectativas estáticas y la economía cuenta con desempleo y capacidad instalada ociosa por lo que la demanda agregada determina el nivel de producto.

central compra moneda extranjera para mantener el tipo de cambio fijo, lo que implica que el ajuste se realice vía cantidades y no vía precios. Bajo un sistema de tipo de cambio fijo, la política fiscal será tanto más eficaz cuanto mayor sea la movilidad de capitales, puesto que se agiliza la convergencia entre las tasas de interés doméstica e internacional, reduciendo así el efecto desplazamiento sobre la inversión privada.

En un esquema de tipo de cambio flotante y movilidad imperfecta de capitales, el aumento del gasto público financiado con deuda eleva el producto y la tasa de interés doméstica, favoreciendo así la entrada de capitales y creando presiones a la apreciación del tipo de cambio. Dada la rigidez de precios, la apreciación del tipo de cambio nominal conduce a una apreciación en el tipo de cambio real, generando un efecto desplazamiento adicional sobre las exportaciones netas. Puesto que el sistema de tipo de cambio es flexible el banco central no interviene, permitiendo que el ajuste se procese vía precios y no cantidades. De esta manera, cuanto mayor sea la sensibilidad de los movimientos de capitales a la tasa de interés, menor será la eficacia de la política fiscal para afectar el producto y el empleo.

Cabe destacar que en caso de que la política fiscal expansiva se realice en base a una reducción en las tasas impositivas y no en un aumento del

gasto público, el multiplicador del gasto se verá afectado al alza. Una vez que el multiplicador se ajusta, la rebaja impositiva fortalece la demanda agregada, derivando en un aumento del producto así como un efecto desplazamiento sobre la inversión privada y las exportaciones netas siempre que este gasto adicional sea financiado con deuda.

2.1.3. La Síntesis Neoclásica

La síntesis neoclásica de fines de los '60 amalgamaba en un único modelo las principales ideas de los pensamientos clásico y keynesiano. La primera síntesis se expresó a través del Modelo de Oferta y Demanda Agregada (MODA). En este modelo, el análisis de la oferta agregada es binario: por un lado existe una curva de oferta potencial que sintetiza el equilibrio natural con flexibilidad de precios del modelo clásico y por otro una curva de oferta de corto plazo que relaciona positivamente los precios y el producto, idea propia de los keynesianos. Por su parte, la demanda agregada proviene del modelo *Mundell-Fleming* analizado anteriormente. De esta forma, la síntesis reflejaba el consenso entre los economistas de la época en el hecho de que si bien en el corto plazo los precios presentan cierta rigidez, tal como sostienen los keynesianos, en el largo plazo son flexibles, tal como sostienen los economistas clásicos.

Existen múltiples maneras de obtener la curva de oferta agregada de corto plazo que vincula positivamente el producto con el nivel de precios. La curva de Phillips que postula la existencia de una relación inversa entre el nivel de empleo y la tasa de crecimiento de los salarios y que luego es ampliada para incorporar a la inflación, permite obtener dicha curva. Por otra parte, los procesos de formación de expectativas permiten arribar a dicha relación entre los precios y las cantidades. En esta línea se destacan los planteos de Friedman (1962) en los que dicho proceso se ve influido por la presencia de “ilusión monetaria” y Lucas (1972), donde la formación de expectativas se ve erosionada por la existencia de asimetría de información entre los agentes³.

En el marco del MODA, la política fiscal expansiva ocasiona en el corto plazo un aumento del producto y un alza en el nivel de precios, lo que reduce su eficacia en comparación con el caso de precios fijos. En la medida en que la economía converja al pleno empleo, el ajuste de precios será inevitable, licuando los aumentos que en el corto plazo se produjeron sobre el producto. El argumento teórico por detrás: la relación inversa entre la tasa de desempleo e inflación que supone la curva de Phillips no se cumple en el largo plazo y por tanto los precios muestran flexibilidad. Phelps (1967) y Friedman (1968) amplían la curva de Phillips

³ Friedman acuña la expresión “ilusión monetaria” a través de la cual los agentes confunden un aumento de los salarios nominales con un aumento de los salarios reales.

incorporando expectativas de inflación, que en combinación con previsión perfecta, ocasionan una ineficacia de la política económica para afectar el nivel de empleo.

2.1.4. Equivalencia Ricardiana y la Nueva Macro Clásica

Durante las décadas de los '60 y '70, las economías avanzadas fueron escenario de las más diversas políticas económicas. Apoyados en la curva de Phillips, los *policy makers* escogían la tasa de inflación y producto compatible con el nivel de desempleo deseado, lo que llevó a un conjunto de políticas expansivas que finalmente tuvieron poco éxito en afectar el producto y generaron un gran problema inflacionario. Dos corrientes alternativas intentaron brindar explicaciones a estos sucesos. Por un lado, la Nueva Macroeconomía Clásica (NMC) de los años '70 apoyada en la crítica de Lucas y en la hipótesis de las expectativas racionales y por el otro el monetarismo basado en las ideas de Friedman.

La NMC suponía “el rescate” de los fundamentos clásicos para la explicación de los fenómenos económicos. La hipótesis de expectativas racionales, la existencia de información perfecta y flexibilidad de precios juegan un papel central dentro de estos modelos, permitiendo el equilibrio de los mercados. Desde el punto de vista metodológico, la NMC

incorporaba una dimensión prospectiva del comportamiento de los agentes (expectativas racionales), la existencia de incertidumbre y modelos de equilibrio general.

Los supuestos de expectativas racionales, previsión perfecta del futuro y conocimiento de los agentes acerca de la restricción presupuestal intertemporal del gobierno, permitieron arribar por un lado al planteo conocido como Equivalencia Ricardiana y por el otro a la conclusión de la NMC acerca de la ineficacia de la política económica para afectar al empleo y al producto.

El primer razonamiento plantea que en la medida en que existan mercados de capitales perfectos, los agentes privados y el gobierno tengan el mismo horizonte temporal y los impuestos no sean distorsionantes, un cambio en la trayectoria temporal de los impuestos para un nivel de gasto dado no ocasiona efectos sobre el ingreso permanente y por ende no afecta ni al consumo, ni al ahorro, ni a la inversión (el multiplicador fiscal equivale a cero). Esto implica asumir que la política fiscal posee efectos “no keynesianos” y que por tanto, ante un aumento del gasto público los agentes ahorrarán más para hacer frente a los impuestos que serán cobrados en el futuro para financiar dicho gasto adicional. En síntesis, la restricción presupuestal intertemporal de los

agentes no se ve alterada ante cambios en el déficit fiscal; lo único que cambia es la distribución intertemporal del ahorro.

Las críticas que ha recibido la Equivalencia Ricardiana se han referido principalmente a la veracidad de sus supuestos⁴. Asimismo, la evidencia empírica acerca de la hipótesis de la equivalencia ricardiana ha presentado cierto sesgo a no aceptarla, aunque ésta no ha sido concluyente.

Por otra parte, el supuesto de expectativas racionales en conjunción con la flexibilidad de precios resultó en la conocida conclusión acerca de la ineficacia (irrelevancia) de la política económica para afectar el nivel de producto y empleo en el largo plazo. En caso de que los agentes posean expectativas racionales y la economía registre flexibilidad de precios, los agentes podrán anticipar la estrategia del gobierno. Al hacerlo, los agentes realizarán sus propios ajustes que serán internalizados a través de la flexibilidad de precios y por tanto la política económica resultará ineficaz para afectar el producto y empleo. En este sentido, se podría

⁴ En primer lugar, se ha dicho que la consideración de un proceso de formación de expectativas de tipo racional descarta la existencia de incertidumbre. Asimismo, se ha criticado la no consideración de que los individuos y el gobierno puedan tener horizontes de planificación diferentes y el supuesto de mercados de capitales perfectos cuando en la realidad suelen observarse restricciones de liquidez. Finalmente, no considerar que los impuestos puedan ser distorsionantes (no de suma fija) ha constituido una de las críticas más relevantes, puesto que en caso de que lo sean existirán alteraciones en los precios relativos provocando cambios en las decisiones de los agentes.

engañar a los agentes acerca de las medidas de política económica, evitando que los mismos formen sus expectativas acerca de la política económica incorporando las acciones del gobierno. Sin embargo, si bien es factible engañar a los agentes durante un tiempo, resulta imposible engañarlos de forma persistente.

En síntesis, los modelos clásicos a diferencia de los keynesianos, concluyen que existe cierta ineficacia de la política económica para afectar los niveles de producto y empleo a largo plazo mediante cambios en la demanda agregada. En la medida en que existan precios flexibles y expectativas racionales, la política económica sólo podría tener efectos sobre la oferta agregada en el muy corto plazo. Por lo tanto, la preocupación de estos autores se sustenta en una política fiscal óptima en el ciclo económico y no en su efectividad en el mediano o largo plazo.

2.1.5. La Nueva Macroeconomía Keynesiana

Resultado de las críticas a los supuestos de la NMC, la Nueva Macroeconomía Keynesiana (NMK) ha intentado adaptar micro-fundamentos a los principales dilemas macroeconómicos. El desempleo persistente, el racionamiento del crédito y las fluctuaciones del producto

resultan algo inconsistentes con las conclusiones que se derivan de la teoría clásica.

De acuerdo a Stiglitz y Greenwald (1987) la NMC se basa en los principales supuestos de Keynes, pero sostiene un mayor énfasis en el estudio de las consecuencias de las imperfecciones en los mercados, las que pueden ser explicadas a través de modelos que involucren la existencia de costos de información.

A diferencia de los modelos neoclásicos, la política fiscal en los modelos neokeynesianos posee propiedades para afectar el nivel de empleo y producto. Esto último se debe a que estos modelos incorporan rigideces nominales, lo que permite capturar los efectos en el corto plazo de *shocks* monetarios y fiscales sobre las variables reales, a la vez que elimina una de las limitaciones que poseen los modelos de la NMC que suponen precios flexibles.

2.1.6. Respuestas no lineales a la política fiscal

En los últimos tiempos han surgido modelos alternativos para analizar los efectos de la política fiscal que pretenden capturar respuestas no lineales vinculadas al nivel del gasto público o endeudamiento. En este sentido,

ante cambios en la política fiscal, los agentes pueden tener diferentes respuestas en función del nivel de endeudamiento existente. A modo de ejemplo, ante una expansión fiscal se podrían observar reacciones keynesianas únicamente en el caso de que existan bajos niveles de endeudamiento. Sutherland (1997) propone un modelo donde las expectativas pueden producir efectos similares a los observados en el modelo de equivalencia ricardiana, pero en un marco de análisis keynesiano. Incluso plantea la posibilidad de que una expansión fiscal tenga efectos contractivos sobre el nivel de actividad y alternativamente una contracción fiscal resulte en expansiones del producto.

2.1.7. El Ciclo Real de los Negocios

Durante la década de los '80, las interpretaciones de los ciclos económicos causadas por *shocks* sobre variables nominales dieron paso a explicaciones basadas en *shocks* sobre variables reales. Así, los modelos de Ciclo Real asumen la existencia de grandes fluctuaciones aleatorias en la esfera real de la economía, las que pueden provenir en buena medida de cambios que se procesan en la tasa de crecimiento tecnológico o bien en perturbaciones de las variables fiscales. En respuesta a estas fluctuaciones, los agentes alteran en forma racional las decisiones intertemporales asociadas al consumo y a la oferta de trabajo.

Se ha reconocido que la política fiscal posee un rol bien definido en el marco del ciclo real, los cambios en el gasto público o el nivel de impuestos pueden generar fluctuaciones del nivel de actividad, en tanto los cambios en las variables fiscales se configuran como *shocks* reales. Esto puede generar cambios en las preferencias de los agentes, que finalmente pueden afectar el nivel de actividad.

2.2. Síntesis sobre el manejo de la política fiscal en el ciclo económico

La política fiscal es capaz de estabilizar el producto a través de dos vías: el manejo discrecional de las variables de política fiscal y el accionar de los estabilizadores automáticos. Esto último da lugar a la distinción entre la política fiscal discrecional y la no discrecional o endógena.

En la práctica debe tenerse en cuenta que no todos los cambios en la posición fiscal se encuentran asociados a decisiones de política, sino que una parte de los mismos refleja cambios derivados del entorno macroeconómico en general, como por ejemplo del nivel de actividad, de la coyuntura regional, internacional, etc.; estos últimos se denominan estabilizadores automáticos. Lo dicho puede verse reflejado en las siguientes ecuaciones.

$$\Delta T = \Delta(t.y) = (\Delta t).y + t.(\Delta y)$$

$$\Delta G = \Delta(G.y) = (\Delta G).y + G.(\Delta y)$$

De la primera ecuación se desprende que un aumento en la recaudación del gobierno (ΔT) puede provenir de las decisiones discrecionales de política fiscal ($(\Delta t).y$), pero también de las variaciones que se observan en el ciclo del producto ($t.(\Delta y)$). La segunda ecuación permite observar que las variaciones en el gasto público (ΔG) pueden dejar ver cambios discrecionales en el nivel de gasto ($(\Delta G).y$), así como efectos derivados del entorno macroeconómico ($G.(\Delta y)$).

De esta forma, la fase del ciclo económico es un aspecto crucial si lo que se pretende es analizar los efectos de la política fiscal sobre el nivel de actividad. Por un lado, el ciclo económico posee un impacto directo sobre los multiplicadores de la política fiscal a través del accionar de los estabilizadores automáticos, generando de manera endógena un ajuste contracíclico de la política fiscal. Por otro lado, la fase del ciclo económico también juega un rol fundamental a la hora de decidir de qué manera debe ser implementada la política fiscal discrecional. En este sentido, la

consideración en cuanto al *timing* de la política fiscal respecto al ciclo se vuelve medular, puesto que un error en el mismo puede acarrear efectos indeseados sobre el empleo o el producto. A modo de ejemplo, implementar una política contractiva durante una fase recesiva cuando la demanda privada se encuentra débil, podría profundizar o prolongar la recesión.

En este contexto, las corrientes neoclásica y keynesiana coinciden en recomendar un manejo no procíclico de la política fiscal discrecional, pero la justificación que brinda cada corriente de pensamiento es distinta.

Por un lado, los modelos keynesianos conceden un rol activo a la política fiscal a efectos de amortiguar los impactos del ciclo sobre el nivel de actividad, lo que implica que en momentos de recesión económica el gobierno deberá implementar una política fiscal expansiva con el fin de estimular la demanda agregada y contrarrestar los efectos negativos de la contracción económica. Por el contrario, si la economía atraviesa etapas de auge, el gobierno deberá mantener una política fiscal contractiva a efectos de evitar presiones inflacionarias y empujes de demanda que no permitan la continuidad de un crecimiento genuino. En síntesis, el rol que los keynesianos brindan a la política fiscal es el de estabilizar el producto alrededor del nivel de pleno empleo. Esta gestión de la política económica

permite evitar la existencia de equilibrios con desempleo, así como reducir la volatilidad del producto.

A diferencia de los keynesianos, los modelos neoclásicos -basándose en el modelo propuesto por Barro (1979)- plantean la necesidad de que el gobierno “suavice” las tasas impositivas en el tiempo, minimizando las pérdidas derivadas de la imposición, puesto que esta última genera distorsiones al interferir con las decisiones de los agentes. Este enfoque considera que la tributación genera costos directos derivados de la propia recaudación, así como costos indirectos que son resultado de distorsiones en la asignación de recursos en la órbita privada. Estos modelos encuentran que la minimización intertemporal del valor presente del costo de bienestar asociado a la recaudación impositiva -dada cierta trayectoria del gasto público- se alcanza manteniendo las tasas impositivas constantes a lo largo del tiempo. De estos modelos se desprende que la política fiscal debe ser neutra en el ciclo en base a la teoría de la imposición óptima.

2.3. ¿Por qué la política fiscal en el ciclo no ha sido la óptima?

Contrario a las prescripciones formuladas por las corrientes teóricas, la evidencia empírica indica que la política fiscal ha presentado generalmente un sesgo procíclico. Este comportamiento implica un

potencial riesgo en términos de bienestar, ya que fomenta disminuciones en la inversión en capital físico y humano, así como aumentos de la volatilidad macroeconómica y por ende incertidumbre en la toma de decisiones y dificultades para el crecimiento (Serven (1998); Banco Mundial (2000); FMI (2005 y 2005b). Asimismo, los problemas que podría ocasionar una política fiscal procíclica que acumule excesivos déficit fiscales, derivan del consecuente endeudamiento que en caso de ser excesivo podría afectar el crecimiento económico y condicionar la política económica de generaciones futuras.

La conducción procíclica de la política fiscal ha sido especialmente recurrente en economías emergentes, mientras que la evidencia para economías desarrolladas no es concluyente. Gavin y Perotti (1997) remarcan la existencia de prociclicidad en la política fiscal en los países de América Latina, mientras que Cantao y Sutton (2002), Kaminsky, Reinhart y Vegh (2004) y Talvi y Vegh (2000) encuentran evidencia de prociclicidad en otras economías emergentes. En lo que refiere a las economías desarrolladas, no existe un claro consenso respecto a la existencia de prociclicidad en el manejo de las cuentas públicas. Alesina y Tabellini (2005) plantean que la política fiscal muestra un comportamiento contracíclico en los países que integran la Organización para la Cooperación Económica y el Desarrollo (OCDE), mientras que otros como

Manasse (2006) y Balassone y Kumar (2005) argumentan que dichas economías presentan prociclicidad fiscal.

Al comparar las recomendaciones de la teoría económica en materia de gestión de cuentas fiscales con los resultados que surgen de la evidencia empírica se observa una clara divergencia. Dicho esto, resulta adecuado formularse la siguiente pregunta: ¿por qué la política fiscal en el ciclo no ha sido la óptima?

La teoría conocida como *Public Choice* brinda un marco adecuado para comprender dicha divergencia. En términos generales, esta teoría centra su estudio en la forma en que se toman las decisiones en la órbita pública, reconociendo y analizando la existencia de ciertas fallas en el accionar gubernamental. En dicha teoría, se postula que de la misma manera que existen “fallas de mercado” existen “fallas del Estado”, las cuales se configuran cuando las intervenciones públicas no mejoran la eficiencia de la economía o derivan en una mala distribución de la renta. Estas “fallas de Estado” pueden acarrear niveles de gasto o recaudación distintos a los óptimos o políticas inadecuadas en lo que respecta al vínculo con la fase del ciclo.

Al estudiar las decisiones en materia de política fiscal, es importante tener en cuenta que existen factores institucionales y políticos -no económicos- que pueden tener un peso relevante en la determinación de sus particularidades, así como en la magnitud y dirección de su impacto sobre el nivel de actividad. Entre los aspectos institucionales que influyen sobre la política fiscal, se destaca la presencia de “rezagos internos y externos”. Los rezagos internos reflejan el tiempo que toma reconocer que la política fiscal debe ser modificada e implementar las medidas adecuadas. Estos rezagos serán mayores, cuanto mayor sea el grado de discrecionalidad que exista en el proceso de toma de decisiones. Por otro lado, los rezagos externos muestran el tiempo que tardan las medidas fiscales en afectar a la demanda agregada (Blinder y Solow, 1974).

Alesina y Perotti (1995) sugieren que en casos de déficit fiscales importantes y persistentes, podrían estar jugando factores políticos que introducen un sesgo deficitario. A saber: agentes no conscientes de la restricción presupuestal intertemporal del gobierno (denominado por los autores “ilusión fiscal”); agentes que pretenden que la carga de la deuda recaiga en las generaciones futuras; existencia de conflictos sociales que retrasen las ajustes fiscales; etc.

En el caso concreto de las economías emergentes, es frecuente que el comportamiento procíclico de la política fiscal se atribuya a las características en el acceso al crédito ya que durante severas recesiones éste se vuelve más costoso, restringiendo las posibilidades de incurrir en déficit fiscal. Por el contrario, en épocas de auge estas economías encuentran mayores oportunidades de fondeo y suelen aprovecharlas para aumentar el gasto público (Gavin y Perotti, 1997). Adicionalmente, la volatilidad de la base imponible y las presiones políticas que se observan en estas economías pueden ser fuentes adicionales de prociclicidad en la política fiscal (Talvi y Vegh, 2000).

Por último, además de ser una herramienta para influir en la economía, la política fiscal es también un instrumento de política. Quizás el más claro ejemplo de esto sea el sesgo expansivo que en muchos casos se observa en los períodos previos a las instancias electorales.

A continuación, se presenta un cuadro comparativo que muestra los distintos enfoques de las diferentes teorías acerca de la política fiscal, su época de surgimiento y sus principales conclusiones en lo que refiere a la efectividad de la política fiscal para afectar al empleo y producto.

2.4. Cuadro comparativo entre distintos enfoques teóricos

	Principales autores	Época de surgimiento	Principales conclusiones	Principales recomendaciones de política económica
Pensamiento clásico	Smith, Ricardo	Siglo XVIII	En un contexto de libre mercado y flexibilidad de precios, la economía posee sus propias leyes naturales que permiten que la misma se desplace hacia su nivel potencial.	El intervencionismo en política económica puede ser perjudicial, ya que alterar las fuerzas del mercado podría desviar al producto del nivel potencial. El Estado debe tener así un rol de protector de los contratos y de las relaciones económicas que estos últimos encierran
Pensamiento keynesiano	Keynes, Hicks	1930-1940	Las fuerzas del mercado no siempre conducen al pleno empleo de factores, lo que puede dar lugar a equilibrios con desempleo. Esto se debe a que los principales supuestos de la economía clásica no siempre se cumplen con el rigor que exige el pensamiento clásico.	La política fiscal puede ser empleada para afectar el nivel de actividad y el empleo a través del dinamismo de la demanda agregada.
Síntesis Neoclásica	Samuelson, Patinkin, Modigliani, Tobin, Clower	1950-1960	En el corto plazo los precios son rígidos, mientras que con el correr del tiempo los mismos adquieren cierto grado de flexibilidad. Fusiona los supuestos de los keynesianos para el corto plazo con supuestos de los clásicos para el largo plazo.	La política económica es eficaz para afectar el producto en el corto plazo, dada la existencia de rigideces nominales. Sin embargo, en el largo plazo la política económica es ineficaz para afectar los niveles de empleo y producto.
Nueva Macroeconomía Clásica	Lucas, Barro, Muth	19780-1980	"Rescate" de los supuestos clásicos para explicar el funcionamiento macroeconómico. La flexibilidad de precios, información perfecta y expectativas racionales son el principal sustento de sus conclusiones.	Los supuestos de la macro clásica vuelven a la política económica ineficaz para afectar el producto y el empleo. Los agentes prevén la política del gobierno, incorporan sus planes en sus decisiones, lo que vuelve irrelevante la política económica para afectar la demanda agregada.
Nueva Macroeconomía keynesiana	Mankiew, Stiglitz	1980-1990	Búsqueda de fundamentos microeconómicos a los modelos macroeconómicos. La imperfección de los mercados puede ser explicada por la existencia de costos de información. Esto causa que los precios sean "vicosos", lo que implica que los mismos se ajustan lentamente.	Dado el supuesto de costos de información y precios vicosos, la política económica resulta eficaz para afectar los niveles de producto y empleo.
Teoría del Real Bussines Cycle	Kydland, Prescott, Plosser	1980-1990	Los ciclos económicos no son explicados por fluctuaciones monetarias sino por <i>shocks</i> sobre variables reales como la tecnología o el gasto público. Ante estos cambios, los agentes alteran sus decisiones de consumo y aquellas que refieren al dilema ocio-trabajo, lo que altera la oferta de trabajo de los agentes.	La política fiscal puede alterar las decisiones de los agentes respecto al dilema trabajo-ocio. Esto puede alterar la oferta de trabajo de los agentes y por lo tanto ocasionar cambios en el nivel de actividad.
Public Choice	Buchanan, Wagner, Tullock	1960-1970	Existen factores institucionales que impiden que la implementación de la política fiscal se realice de manera adecuada y tal cual como prevén las teorías y los modelos. La existencia de "fallas de estado" produce que las políticas aplicadas se alejen de la eficiencia con la que fueron concebidas inicialmente. Estas fallas pueden llevar a que los niveles de gasto o recaudación se alejen de los óptimos	Debe reducirse las fallas de Estado de manera de que las decisiones de política sean las más eficientes. El Estado debe minimizar los costos políticos y económicos derivados de las decisiones de política económica

2.5. Asimetría en la reacción de la política fiscal al ciclo económico

La mayoría de las modelizaciones teóricas sobre el comportamiento cíclico de la política fiscal se han centrado en su carácter procíclico (o contracíclico), asumiendo implícitamente que la misma reacciona con igual intensidad ante las distintas fases del ciclo económico. En otras palabras, suponiendo que la política fiscal presenta una reacción simétrica al ciclo. Sin embargo, en las últimas décadas han surgido algunos estudios empíricos que analizan la posibilidad de que la intensidad de la respuesta de la política fiscal difiera ante fases expansivas y recesivas, presentando así un comportamiento asimétrico.

Buchanan y Wagner (1978) plantean que una respuesta simétrica del gasto público al ciclo podría derivar de la implementación de recomendaciones keynesianas en un contexto utópicamente adecuado, en el que las políticas son implementadas por un “planificador benevolente” exento de intereses propios. Tal planificador siguiendo las recomendaciones keynesianas se inclina por generar déficit fiscales en recesiones, que luego sean totalmente compensados por superávit fiscales de la misma intensidad durante períodos de auge. Sin embargo, estos autores plantean que en un contexto más realista, la implementación de políticas keynesianas puede dar lugar a un comportamiento fiscal asimétrico ya que la toma de decisiones puede

verse afectada por intereses propios de los planificadores, “miopía de agentes”, etc. En este nuevo contexto, más cercano a la realidad, incrementar el gasto en fases recesivas es “políticamente atractivo”, pero en épocas de expansión económica –cuando la recaudación tributaria es mayor- no es una tarea sencilla implementar recortes simétricos del gasto, al menos no desde un punto de vista político.

“Cuando el público comenzó a abandonar la idea de que el presupuesto del Estado debía estar equilibrado todos y cada uno de los meses del año, primero pensó que estaría en equilibrio a lo largo del ciclo económico, compensándose los déficit de las depresiones con los superávit de las expansiones. Hoy en día, se ha dado cuenta de que sólo por casualidad los superávit de los años prósperos equilibrarán los déficit de los años de recesión”⁵

En síntesis, ya sea bajo el contexto de un planificador benevolente o en el marco de expectativas racionales, la sensibilidad de la política fiscal a cambios en el producto se ha supuesto simétrica. Sin embargo, la economía no sólo se rige por las leyes económicas de la oferta y la demanda, sino que además suelen existir otros factores como los políticos y los institucionales que inciden en las decisiones de los agentes y que muchas veces podría ocasionar que el supuesto de simetría deje de observarse.

⁵ Samuelson P. y Nordhaus W. “Economía” Editorial Mc Graw Hill. Duodécima edición (1987).

3. Evidencia empírica sobre asimetría en la reacción de la política fiscal ante el ciclo

La reciente crisis internacional refleja con claridad la importancia y vigencia del tema de la respuesta asimétrica de la política fiscal ante el ciclo. La recesión que ha afectado a las economías desarrolladas desde 2007 ha conducido a los gobiernos de dichos países a la implementación de medidas de política fiscal expansivas con el objetivo de contrarrestar los efectos recesivos del ciclo. Sin embargo, los elevados déficit fiscales generados exigen una estrategia de salida que permita a los gobiernos generar en el futuro los superávit fiscales necesarios para afrontar los elevados costos de dichas políticas expansivas. En efecto, en tanto las economías comiencen a transitar la vía de la recuperación económica, los *policy makers* deberán encontrar la manera de compensar con superávit fiscal los déficit fiscales incurridos durante la crisis, evitando así una respuesta asimétrica en la reacción de la política fiscal.

Desde un punto de vista metodológico, muchos de los trabajos que estudian este tema recurren a la estimación de funciones de reacción fiscal, que pretenden explicar el comportamiento de las cuentas públicas a través de un conjunto de variables entre las que se encuentra el ciclo económico. Uno de los primeros autores en emplear dicha metodología es

Bohn (1998), quien en un análisis de sostenibilidad del gobierno de Estados Unidos (EE.UU.) recurre a una regresión lineal simple para modelar el comportamiento de la política fiscal⁶. Entre las variables seleccionadas para explicar el resultado fiscal primario se encuentra el ciclo económico, por lo que si bien el objeto de su trabajo no es estudiar el comportamiento cíclico de la política fiscal, la regresión planteada por Bohn fue luego utilizada por muchos autores como una función de comportamiento de la política fiscal ante el ciclo.

La mayoría de los estudios que buscan identificar una conducta fiscal asimétrica, consideran por separado las fases positivas y negativas del ciclo; es decir como dos variables explicativas diferentes en la función de reacción fiscal. Como resultado, estiman sensibilidades distintas del resultado fiscal ante momentos positivos y negativos del ciclo (coeficientes separados). En términos generales, la mayoría de los trabajos plantean una regresión lineal cuya variable dependiente es una variable fiscal -típicamente el resultado fiscal global o el resultado fiscal primario- y entre las variables explicativas se encuentra: una medida del ciclo económico como el *output gap* (brecha del producto) o la tasa de crecimiento del PIB considerando en ambos casos por separado

⁶ Bohn (1998) planteó una regresión lineal, $S_{v,t} = a_0 + a_1 Deuda_t + a_2 GVAR_t + a_3 YVAR_t + u_{v,t}$, donde S corresponde al superávit primario, $GVAR$ es el nivel de gasto público temporario y $YVAR$ un indicador del ciclo económico y u perturbaciones normales.

momentos positivos y negativos, la variable dependiente rezagada y otras variables de control.

Al estimar coeficientes separados para momentos positivos y negativos del ciclo, se acepta que la variable fiscal pueda reaccionar diferente si se está ante una expansión o ante una recesión. Sin embargo, no se permite que la reacción también sea distinta al interior de cada una de estas fases; por ejemplo, la política fiscal podría reaccionar diferente ante una recesión moderada que ante una recesión severa. En respuesta a ello, algunos trabajos separan también al interior de las fases positivas y negativas del ciclo e incluso otros no asumen *a priori* formas funcionales conocidas y emplean mecanismos alternativos para encontrarlas.

A continuación se realiza un repaso de la literatura existente acerca de la asimetría de la reacción de la política fiscal ante distintas fases del ciclo. El propósito es describir los objetivos de los distintos trabajos, recoger las diversas metodologías empleadas y analizar los principales resultados arribados.

3.1. Evidencia empírica internacional

Gavin y Perotti (1997) analizan las particularidades de la política fiscal en los países de América Latina y las comparan con las observadas en los países desarrollados. A tales efectos, estudian datos anuales de las 13 mayores economías de América Latina y 16 países de la OCDE para el período 1970-1995⁷.

Los autores estiman regresiones lineales cuya variable dependiente es la variación del resultado fiscal global (expresado como porcentaje del PIB) y cuyas variables explicativas son: la tasa de crecimiento real del PIB, la variación porcentual de los términos de intercambio y el resultado fiscal rezagado.

$$d(rf_t) = \alpha_1.d(PIBreal_t) + \alpha_2.d(RTI_t) + \alpha_3.rf_{t-1} + \varepsilon_t$$

Siendo rf_t el resultado fiscal global en el momento t y RTI_t la relación de términos de intercambio en t y ε_t un ruido blanco.

⁷ Los países de América Latina considerados son: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, México, Panamá, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela. Por su parte, los países desarrollados incluidos son: Australia, Austria, Bélgica, Dinamarca, Finlandia, Francia, Alemania, Irlanda, Italia, Japón, Holanda, Noruega, España, Suecia, Reino Unido y Estados Unidos.

El coeficiente estimado para la variable tasa de crecimiento real del PIB (α_1) refleja cómo impactan las variaciones en el crecimiento real de la economía sobre el resultado fiscal. Los autores destacan que si bien en las economías latinoamericanas dicho coeficiente es inferior al que se observa para las economías desarrolladas, éste no resulta estadísticamente significativo (ver Cuadro 3.1). A raíz de ello, los autores sugieren que la débil relación entre crecimiento económico y resultado fiscal que se observa en las economías latinoamericanas, denota la existencia de una política fiscal discrecional procíclica que bloquea el efecto de los estabilizadores automáticos que son contracíclicos por naturaleza.

Los autores repiten el análisis separando la variable explicativa referente a la variación real del PIB en dos variables: una para fases positivas y otra para fases negativas del ciclo. Los autores definen como fases positivas a los años en que la tasa de crecimiento real del PIB es mayor o igual que la tasa promedio de crecimiento real de la economía menos un desvío estándar; siendo fases negativas los años restantes⁸.

⁸ Se obtienen resultados similares si se toman como fases positivas los períodos de crecimiento positivo y como fases negativas los períodos de crecimiento negativo.

$$d(rf_t) = \alpha_1.d(fases.pos_t) + \alpha_2.d(fases.neg_t) + \alpha_3.d(RTI_t) + \alpha_4.rf_{t-1} + \varepsilon_t$$

Como muestra el Cuadro 3.1, al realizar esta distinción, la diferencia observada entre las economías desarrolladas y las latinoamericanas se acentúa aún más. En el caso de las primeras, se encuentra evidencia de una gran y significativa asimetría en la respuesta de la política fiscal ante *shocks* de producto: la intensidad de la respuesta ante fases negativas es muy superior a la observada ante fases positivas. Al estudiar las economías latinoamericanas, los coeficientes de la regresión reflejan que de existir asimetría, la misma sería distinta a la observada en las economías desarrolladas: durante fases negativas el resultado fiscal reaccionaría con menos sensibilidad que en fases positivas.

Cuadro 3.1 Propiedades cíclicas del resultado fiscal en economías desarrolladas y latinoamericanas

	Coeficientes MCO			
	Ciclo		Buenos y malos momentos	
	Ec. Industriales	América Latina	Ec. Industriales	América Latina
Vab dep: % en el balance fiscal global				
Var. real del PIB	0,368 (10,5)	0,042 (1,1)	- -	- -
Var. real del PIB: buenos momentos	-	-	0,258 (6,29)	0,083 (1,42)
Var. real del PIB: malos momentos	-	-	0,944 (7,42)	-0,019 (-0,25)
Var. % términos intercambio	0,034 (1,92)	0,015 (1,2)	0,027 (1,93)	0,015 (1,23)
DF rezagado	-0,174 (-5,64)	-0,292 (-5,43)	-0,173 (-5,8)	-0,295 (-5,49)
Grados de libertad	314	257	313	256
R2 Ajustado	0,286	0,084	0,331	0,084
Significación b0=b1			0	0,35

Nota: T estadísticos entre paréntesis

Fuente: Gavin & Perotti (1997)

La mencionada diferencia entre economías desarrolladas y latinoamericanas no es estadísticamente significativa. Sin embargo, si se consideran exclusivamente los períodos de recesiones fuertes esta diferencia se torna más evidente⁹. Como se observa en el cuadro siguiente, durante una recesión severa en las economías desarrolladas el PIB real cae en promedio 3,3% y el resultado fiscal empeora en el orden de 4,4% del PIB (política contracíclica), mientras que en las economías latinoamericanas una recesión severa implica en promedio una caída del PIB real superior a 10% y una mejora en el resultado fiscal de 2% del PIB (política procíclica). De acuerdo a los autores, aquí podrían estar influyendo factores como la restricción de acceso al crédito que sufren los países emergentes en recesiones severas.

Cuadro 3.2 Sensibilidad del resultado fiscal a la variación del PIB real durante recesiones profundas en economías desarrolladas y latinoamericanas

	Ec. Industriales	América Latina
Var. promedio en PIB real (%)	-3,3	-10,2
Var. promedio en resultado fiscal (% del PIB)	-4,4	2
Estadístico T para la variación del resultado fiscal	3,2	1,9

Fuente: Gavin & Perotti (1997)

⁹ Los autores clasifican como recesiones fuertes aquellos episodios en los que se observa una caída real del PIB mayor de 1,5% en el caso de las economías desarrolladas y de 4% en América Latina.

Al utilizar como variable dependiente los ingresos fiscales se concluye que en ambos grupos de países éstos se incrementan proporcionalmente al crecimiento económico, aunque en las economías latinoamericanas la sensibilidad de los ingresos fiscales ante las fluctuaciones del producto es mayor. Por su parte, al considerar como variable dependiente al gasto público se encuentra que en las economías desarrolladas dicha variable está levemente correlacionada con las fluctuaciones del producto, mientras que en América Latina es fuertemente procíclica.

Hercowitz y Strawczynski (1998 y 2001) estudian en dos trabajos el persistente incremento del ratio gasto público/PIB (g) en las economías de la OCDE y la forma en que el ciclo económico influye en dicho fenómeno.

En el primer trabajo, los autores analizan si el incremento observado en el ratio g en las economías de la OCDE entre los años 1975-1995, refleja la existencia de un sesgo político que deriva en un comportamiento fiscal asimétrico ante momentos de expansión y contracción del nivel de actividad. A tales efectos, se emplean datos de panel con frecuencia anual para 22 países de la OCDE¹⁰.

¹⁰ Se excluye del análisis a Islandia, Luxemburgo y México.

En cuanto a la metodología empleada, los autores recogen la evolución de g a través de la siguiente ecuación:

$$dg_t - dy_t = \alpha_0 + \alpha_1(dy_t - d\bar{y})^+ + \alpha_2(dy_t - d\bar{y})^- + \alpha_3(dy_{t-1} - d\bar{y})^+ + \alpha_4(dy_{t-1} - d\bar{y})^- + \varepsilon_t$$

Siendo dg y dy las tasa de variación real del gasto público y del PIB respectivamente y $(dy_t - d\bar{y})^+$ y $(dy_t - d\bar{y})^-$ los desvíos positivos y negativos de la tasa de crecimiento del PIB real respecto a la tasa de crecimiento promedio. Los coeficientes α_1 y α_2 representan la respuesta del ratio g ante expansiones y recesiones en el periodo t , mientras que los coeficientes α_3 y α_4 hacen lo propio pero para un período rezagado. Finalmente, α_0 es un término constante no vinculado al ciclo.

De esta forma, los coeficientes permiten concluir acerca de la existencia de asimetría en la reacción de g al ciclo económico. Los autores plantean que si $\alpha_1 + \alpha_3 = \alpha_2 + \alpha_4$ entonces g reacciona en forma simétrica ante las distintas fases del ciclo, mientras que si no se cumple dicha igualdad se está ante un caso de asimetría. Los autores encuentran que la diferencia entre la suma de los coeficientes de fases positivas ($\alpha_1 + \alpha_3$) y la suma de

los coeficientes en fases negativas ($\alpha_2 + \alpha_4$) es positiva y mayor que la unidad. La suma de los coeficientes correspondientes a fases negativas es -1,5 (comportamiento contracíclico del ratio g), mientras la suma de los coeficientes de fases positivas es 0,01, mucho menor que en el caso anterior (comportamiento levemente procíclico del ratio g).

De esta forma, el principal resultado al que arriban los autores es que la evolución creciente del ratio g se relaciona a un sesgo cíclico: el ratio crece considerablemente durante las fases contractivas, pero en las fases expansivas posteriores permanece relativamente constante en su nuevo nivel más elevado. En otras palabras, el gasto es contracíclico durante las contracciones, pero no lo es en períodos de auge.

En el segundo trabajo, los autores profundizan el análisis anterior y extienden el período de estudio, analizando series anuales de países de la OCDE para el período 1975-1998¹¹. En esta oportunidad, los autores plantean que el ratio g se ve afectado tanto por consideraciones de fundamento económico, como por cuestiones propias del ciclo. Las primeras conducen a un ratio g de largo plazo (\hat{g}_l)*, derivado de igualar el beneficio marginal y el costo marginal de una unidad de gasto público

¹¹ Se excluye del análisis a Islandia, Luxemburgo y México.

para el *policy maker*. Por su parte, las consideraciones cíclicas $(\hat{g}_t)^C$ corresponden a cambios en el gasto público debido al ciclo económico y admite que la reacción ante fases positivas y negativas sea diferente. Las dos partes del ratio g se unen tal como muestra la ecuación a continuación:

$$\hat{g}_t = (\hat{g}_t)^* + (\hat{g}_t)^C + \varepsilon_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta_t^p + \alpha_2 \Delta_t^n + \beta g_{t-1} + \varepsilon_t$$

Se define Δ_t como la diferencia entre el crecimiento del PIB en el momento t y el crecimiento promedio del producto; las diferencias positivas y negativas se capturan a través de Δ_t^p y Δ_t^n respectivamente. Los coeficientes α_1 y α_2 captan la reacción de g ante desviaciones positivas y negativas de la tasa de crecimiento del producto respecto a la tasa de crecimiento promedio. Cuando dichos coeficientes son distintos, se está en presencia de asimetría en la respuesta de g ante expansiones y recesiones del nivel de actividad. A modo de cuantificar la asimetría existente, los autores definen un coeficiente de asimetría: $\varphi = \alpha_1 - \alpha_2$. Por último, α_0 es un término constante, β captura el efecto de la variable dependiente rezagada y ε_t es un ruido blanco.

Los autores derivan el ratio g de largo plazo (\tilde{g}_t) como:

$$\tilde{g} = g^* + \varphi \Delta / (-\beta) \quad 12.$$

A partir de dicha ecuación se concluye que el nivel de gasto en el largo plazo se ve afectado tanto por consideraciones de fundamento (g^*) como por cuestiones cíclicas que involucran la simetría en la reacción de g ante variaciones de la tasa de crecimiento del producto. La diferencia entre \tilde{g}_t y g^* es representada por el término $\varphi \Delta / (-\beta)$. En caso de que exista asimetría en la reacción del gasto al ciclo económico ($\varphi \neq 0$), el ratio gasto público sobre PIB será mayor que su nivel óptimo de largo plazo (g^*). En otras palabras, la presencia de asimetría genera efectos de nivel sobre el gasto público.

¹² El ratio g de largo plazo (\tilde{g}_t) se obtiene: imponiendo $\hat{g}_t = \varepsilon_t = 0$, igualando las variables cíclicas a sus niveles promedio y resolviendo para g_{t-1} de largo plazo. Dicho ratio puede expresarse como: $\tilde{g}_t = -(\alpha_0 + \alpha_1 \text{prom}(\Delta_t^p) + \alpha_2 \text{prom}(\Delta_t^n)) / \beta$. Dado que $\text{prom}(\Delta_t^p) = -\text{prom}(\Delta_t^n) \equiv \Delta$, \tilde{g}_t la anterior ecuación puede reescribirse como $\tilde{g} = g^* + \varphi \Delta / (-\beta)$.

Los autores incluyen rezagos de las variables cíclicas, debido al desfase existente entre el momento en que se devenga la recaudación y el momento en que efectivamente el gobierno percibe dicho gravamen. En tal caso la ecuación sería:

$$\hat{g}_t = \alpha_0 + \alpha_{11}(\Delta_t^p) + \alpha_{12}(\Delta_{t-1}^p) + \alpha_{21}(\Delta_t^n) + \alpha_{22}(\Delta_{t-1}^n) + \beta g_{t-1} + \varepsilon_t$$

Siendo ε_t un ruido blanco y $\varphi = (\alpha_{11} + \alpha_{12}) - (\alpha_{21} + \alpha_{22})$ el coeficiente de asimetría.

Al igual que en el trabajo anterior, los autores encuentran evidencia de que el gasto público como porcentaje del PIB se expande en las recesiones, pero se reduce sólo parcialmente en periodos de auge. Los autores atribuyen esto a que durante las recesiones, los gobiernos implementan políticas contracíclicas del gasto público, pero en las épocas de auge -cuando la recaudación impositiva se eleva- se ven sujetos a presiones de grupos de interés que obstaculizan un recorte simétrico del gasto. Este comportamiento “de trinchera cíclica” (término acuñado por los propios autores) explica en parte el incremento sostenido del ratio g . Concretamente, la evidencia refleja que el gasto público se incrementa más de lo normal durante las contracciones (lo cual podría estar reflejando una política contracíclica activa del estilo keynesiano), sin embargo en épocas expansivas a pesar de que el gasto público crece a

un ritmo inferior al promedio, los superávits fiscales generados no son suficientes para compensar los grandes déficits que surgen de períodos recesivos (ver cuadro a continuación).

Cuadro 3.3 Sensibilidad del ratio gasto público/PIB a diferentes estados del ciclo

Gasto Público			
Vble dependiente: \hat{g}			
Muestra: 1976-1998 (desvío típico entre paréntesis)			
Vble*	Coefficiente	Ponderado por varianza	MCO**
Δ^p_t	α_{11}	-0,7 (0,15)	-0,58 (0,224)
Δ^p_{t-1}	α_{12}	-0,038 (0,158)	0,219 (0,237)
Δ^n_t	α_{21}	-1,425 (0,129)	-1,232 (0,255)
Δ^n_{t-1}	α_{22}	-0,348 (0,118)	-0,315 (0,195)
g_{t-1}	λ	-0,417 (0,042)	-0,435 (0,073)
R2		0,236	0,245
Durbin-Watson		1,96	1,94
Coefficiente trinchera: ϕ		1,035	1,185
Significación		0,001	0,001

Observaciones: 23; países 22
 Observaciones de panel: 469
 * inclusión de constantes específicas por país
 ** Desvíos estándares compatibles con heterocedasticidad de White

Fuente: Hercowitz & Strawczynski (2001)

A modo de ampliación, se repite el análisis separando el gasto público en sus principales componentes: bienes y servicios, subsidios y transferencias y gasto en capital. Se concluye que el comportamiento asimétrico se encuentra en todos los componentes, pero especialmente en transferencias y subsidios. Cabe destacar que éste es uno de los

primeros estudios que analiza el tema incorporando consideraciones cíclicas (de corto plazo) y de fundamento (de largo plazo).

Balassone y Francese (2004) analizan si la política fiscal en su conjunto reacciona de forma asimétrica ante diferentes fases del ciclo. De acuerdo a los autores, un comportamiento de este tipo no sería consistente con una estrategia de estabilidad económica ya que contribuye a un mayor endeudamiento. En este trabajo se realiza un estudio de panel con datos anuales de deuda y déficit fiscal para países de la Unión Europea, Japón y Estados Unidos en el período 1970-2002.

Los autores proponen una ecuación similar a la sugerida por Hercowitz y Strawczynski (2001), en la que descomponen el déficit fiscal como porcentaje del PIB (b_t) en un componente de largo plazo (b_t^L) y un componente cíclico (b_t^C). A diferencia del trabajo anterior, el componente de largo plazo es el resultado de un proceso de convergencia del déficit fiscal hacia los ratios déficit fiscal/PIB (b^*) y deuda/PIB (d^*) que el gobierno considera óptimos. Asimismo, se incluye en el componente de

largo plazo a la variable rezagada con el propósito de reflejar el ajuste gradual de la política fiscal hacia sus objetivos de largo plazo¹³.

$$b_t^L = b_{t-1} + \alpha(b^* - b_{t-1}) + \beta(d^* - d_{t-1}) + u_t$$

$$\text{con } u_t \approx NID(0, \sigma_u)$$

Por su parte, el componente cíclico es proporcional al *output gap* esperado (ω). El coeficiente que captura la reacción del déficit fiscal ante el ciclo se representa con la letra η y mediante los superíndices p y n se distingue la fase del ciclo a la que corresponde, positivo y negativo respectivamente. De existir asimetría en la respuesta de la política fiscal a distintos momentos del ciclo, η_p y η_n serán distintos.

$$b_t^C = \eta_p E(\omega_t^p) + \eta_n E(\omega_t^n) + v_t$$

$$\text{con } v_t \approx NID(0, \sigma_v)$$

¹³ Las variables b^* y d^* se vinculan a través del crecimiento del PIB nominal de equilibrio (g) mediante la siguiente identidad: $d^* = b^*g$

Vinculando las ecuaciones anteriores se arriba a la siguiente descomposición del déficit fiscal como porcentaje del PIB:

$$b_t = \alpha_0 + \alpha_1.d_{t-1} + \alpha_2.b_{t-1} + \eta_p.E(\omega_t^p) + \eta_n.E(\omega_t^n) + \varepsilon_t$$

$$\text{con } \varepsilon_t \approx NID(0, \sigma_\varepsilon)$$

Al igual que los trabajos anteriores, se define un índice de asimetría en la reacción de la política fiscal al ciclo: $\varphi = \eta_n - \eta_p$. La interpretación del índice es igual que en los casos analizados anteriormente.

Los autores encuentran evidencia de una significativa asimetría en el comportamiento fiscal, ya que η_n es -0,41 y estadísticamente significativo, η_p es -0,05 y no alcanza la significación estadística y el índice de asimetría φ es significativo y distinto de cero (-0,36). Estos coeficientes reflejan un comportamiento contracíclico en ambas fases del ciclo, pero significativamente más intenso en las fases negativas. Los resultados obtenidos por Balassone y Francese impiden rechazar la ausencia de asimetría en la conducción de la política fiscal.

Adicionalmente, los autores concluyen que este comportamiento asimétrico ha contribuido a un mayor endeudamiento de los países

involucrados en la muestra (este tema será tratado con más detalle en la sección 7).

Balassone y Kumar (2005) amplían el trabajo anterior pero distinguiendo entre economías emergentes y desarrolladas y entre política fiscal discrecional y endógena. El estudio se realiza con datos anuales de 13 economías desarrolladas y 21 economías emergentes para el período 1975-1997¹⁴. Desde el punto de vista metodológico, los autores emplean una regresión con características similares a las del trabajo anterior.

Los autores concluyen que en los países desarrollados, la política fiscal discrecional es en general procíclica, neutralizando parcialmente el accionar contracíclico de los estabilizadores automáticos. Por su parte, en las economías emergentes, la política fiscal discrecional se muestra también procíclica, neutralizando totalmente la acción de los estabilizadores automáticos, que se estima son menores que en los países desarrollados. Adicionalmente, se encuentra que la política fiscal es menos sensible a cambios en el *output gap* en los países emergentes -en particular en América Latina- que en los países desarrollados.

¹⁴ Economías desarrolladas: Australia, Austria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Francia, Italia, Japón, Holanda, Noruega, España, Suecia y el Reino Unido. Economías emergentes: Argentina, Brasil, Chile, China, República Checa, Hungría, India, Indonesia, Kenia, Malawi, Malasia, México, Nigeria, Filipinas, Polonia, Singapur, Sudáfrica, Tailandia, Turquía, Uruguay y Venezuela.

Asimismo, se encuentra que en ambos grupos de países existe un comportamiento asimétrico de las variables fiscales respecto al ciclo devenido de la política fiscal discrecional y explicado por un comportamiento asimétrico del gasto público. En términos generales, se concluye que en las fases expansivas del ciclo el efecto de los estabilizadores automáticos es neutralizado total o parcialmente por el accionar procíclico de la política fiscal discrecional, mientras que esto no suele suceder durante las fases negativas.

En los países desarrollados cuando el producto se sitúa por encima del potencial, los cambios en el *output gap* no parecen tener efecto sobre el resultado fiscal como porcentaje del PIB. Lo anterior implica que la prociclicidad de la política fiscal discrecional es de tal magnitud que neutraliza totalmente el efecto de los estabilizadores automáticos. Sin embargo, cuando el producto está por debajo del potencial el resultado fiscal se deteriora un 0,5% ante una caída de 1% en el *output gap*, magnitud similar a la que se estima que impactan los estabilizadores automáticos (Van den Noord, 2000; Bouthevillain *et al*, 2001; IMF, 2004).

En las economías emergentes, la asimetría es aún más evidente: en fases positivas el resultado fiscal se mueve en forma procíclica debido a

que los estabilizadores automáticos son menos intensos que la política fiscal discrecional procíclica. Sin embargo, en los momentos recesivos, el resultado fiscal se deteriora aún más por el accionar conjunto de estabilizadores automáticos y políticas discretionales expansivas.

Cuadro 3.4 Sensibilidad del déficit fiscal al ciclo en economías industriales y en desarrollo (%)

	Ec. Industriales	Ec. en desarrollo
Promedio		
Balance fiscal	0,3	0,01
Estabilizadores automáticos	0,5	0,2
Política discrecional	-0,2	-0,2
Output gap positivo		
Balance fiscal	0,01	-0,2
Estabilizadores automáticos	0,5	0,2
Política discrecional	-0,5	-0,4
Output gap negativo		
Balance fiscal	0,5	0,3
Estabilizadores automáticos	0,5	0,2
Política discrecional	0,01	0,1

Fuente: Balassone y Kumar (2005)

Los autores identifican algunas posibles causas de este comportamiento procíclico y asimétrico: dificultades de los *policy makers* para reconocer las etapas del ciclo económico; presiones políticas y sociales para aumentar el gasto en momentos expansivos y en el caso de economías emergentes se destaca la existencia de restricciones financieras y dificultad en el acceso a los mercados de capitales durante momentos recesivos. Este último tema es objeto de numerosos estudios entre los

que se destacan Gavin y Perotti (1997), Talvi y Vegh (1998, 2000), Kaminsky, Reinhart y Vegh (2004).

Turrini (2008) analiza el comportamiento cíclico de la política fiscal de los países de la Zona Euro con datos anuales correspondientes al período 1980-2005¹⁵. Metodológicamente, el autor estima funciones de reacción fiscal similares a las planteadas por los autores anteriores, pero con la esencial diferencia de que estima dos funciones de reacción distintas: una para las fases positivas del ciclo y otra para las fases negativas. Concretamente, para cada fase del ciclo estima una función de reacción, utilizando como variable dependiente la variación del resultado primario ajustado por ciclo (lo que denota una medición de la política discrecional) y como variables independientes:

- la variable dependiente rezagada que captura la convergencia en las variables fiscales;
- la deuda rezagada que capta el objetivo de estabilización fiscal para los *policy makers*;
- la brecha de producto rezagada de manera de capturar el objetivo de estabilización del nivel de actividad,
- dos variables *dummy* que reflejan posibles cambios estructurales debido al Tratado de Maastricht en 1992 y la adopción del Euro como moneda común en 1999, y
- un término independiente que captura la variación de la variable dependiente no explicada por los restantes regresores. Puesto que

¹⁵ Excepto Luxemburgo.

no se incorpora las distintas fases del ciclo como regresores explicativos y en su lugar se estiman funciones diferentes para cada momento del ciclo, la lectura de la constante indica que *ceteris paribus* la política fiscal presentaría un sesgo cíclico.

Adicionalmente, el autor extiende el modelo incluyendo entre las variables explicativas la brecha de producto de EE.UU. rezagada a modo de reflejar potenciales *shocks* externos que recibe la Zona Euro y variables *dummies* que identifican periodos electorales.¹⁶

A partir de lo anterior, el autor concluye que la política fiscal discrecional presenta un sesgo procíclico en fases positivas del ciclo, pero no hay evidencia significativa de que presente un sesgo cíclico durante fases negativas.

Con el objetivo de profundizar el estudio, el autor estima también funciones de reacción fiscal para ingresos y egresos fiscales (ambos ajustados por el ciclo). A partir de ellas concluye que el sesgo procíclico en fases expansivas tiene su origen en el comportamiento del gasto. Mientras los ingresos del gobierno crecen en promedio en fases positivas y negativas (denotando prociclicidad en las fases negativas), los gastos

¹⁶ Trabajos como los de Golinelli y Momigliano (2008) y Debrun et al (2008) reflejan la importancia que tienen las instancias electorales a la hora de explicar la orientación de la política fiscal en los países de la Zona Euro.

crecen fuertemente en las fases positivas, pero sólo se reducen levemente durante las fases negativas.

A modo de captar la respuesta fiscal ante distintos momentos del ciclo se permiten coeficientes diferentes para distintos niveles de *output gap* rezagado. En función de un análisis visual de los datos se distingue entre momentos de *output gap* mayor a 2%, entre 2% y 1%, 1% y 0%, 0 y -1%, -1% y -2% y menor a -2%. De acuerdo al autor, la conclusión más sobresaliente de dicho análisis es que el gasto es significativamente procíclico cuando el *output gap* es positivo y el PIB se encuentra muy por encima del nivel potencial, tal como muestra el cuadro adjunto.

Cuadro 3.5 Respuesta de la política fiscal discrecional al ciclo económico

	Cambio en CAPB	Cambio en recaudación ajustada	Cambio en gasto primario ajustado
Output Gap < 0	-0,01 (0,15)	0,11 (1,58)	0,06 (0,87)
Output Gap >=0	-0,023 (-0,25)	0,09 (1,47)	0,14* (1,74)
Output Gap < -2	0,08 (1,09)	0,09 (1,31)	-0,02 (-0,32)
-2 <= Output Gap < -1	0,35** (2,1)	0,17 (0,98)	-0,17 (-10,9)
-1 <= Output Gap < 0	0,74 (1,35)	0,36 (0,96)	-0,48 (-1,34)
0 <= Output Gap < 1	-0,99** (-2,08)	0,1 (0,3)	1,16*** (3,1)
1 <= Output Gap <= 2	-0,23 (-1,23)	0,2 (1,38)	0,42*** (2,71)
Output Gap > 2	-0,12 (-1,23)	0,72 (0,82)	0,21*** (2,24)

Nota: T Estadístico entre paréntesis, *, **, ***, refleja la significancia de los parámetros al 10%, 5% y 1% respectivamente

Fuente: Turrini (2008)

Adicionalmente, Turrini utiliza regresiones *probit* para estudiar los factores determinantes de la prociclicidad en la política fiscal. Se observa que los factores relevantes difieren dependiendo de la fase del ciclo. En momentos negativos, el nivel de endeudamiento rezagado contribuye positivamente a la probabilidad de prociclicidad, mientras que el resultado primario ajustado por el ciclo rezagado lo hace en forma negativa. Lo contrario sucede en momentos positivos cuando el nivel de deuda rezagado tiene un impacto negativo sobre la probabilidad de prociclicidad y el resultado primario ajustado rezagado incrementa la probabilidad de observar una política fiscal procíclica.

Manasse (2006) plantea una nueva metodología para describir el comportamiento de la política fiscal en el ciclo. El autor desecha la metodología tradicional de funciones de reacción fiscal y utiliza como alternativa un algoritmo matemático propuesto por J. H. Friedman (1991).

A través de este algoritmo, denominado *Multiple Adaptive Regression Spline* (MARS), Manasse estudia la política fiscal en el ciclo para 49 países (emergentes y desarrollados) a través de datos anuales para el período 1970-2004. A diferencia de la metodología tradicional que emplea funciones lineales de reacción fiscal, esta nueva metodología parte del supuesto de que la forma funcional de la relación entre variables

dependiente e independiente es desconocida para el analista. Precisamente, será el algoritmo MARS el que permitirá aproximar tal relación e identificar las variables relevantes. Manasse sostiene que una aproximación no lineal derivada del modelo MARS se ajusta mejor a la “verdadera” forma funcional que la que resulta de metodologías lineales como las propuestas en trabajos anteriores.

El autor encuentra evidencia de que la reacción de los *policy makers* al ciclo económico es diferente dependiendo de la fase del ciclo en la que la economía se encuentre. Más específicamente, la política fiscal (medida a través de resultado fiscal primario como porcentaje del PIB) es acíclica en fases negativas del ciclo y fuertemente procíclica durante fases positivas. Adicionalmente, el autor identifica ciertas diferencias entre las economías emergentes y las desarrolladas. Las primeras presentan prociclicidad fiscal aún durante épocas de recesiones severas, pero durante las fases positivas la prociclicidad fiscal es menor que en las economías desarrolladas. Manasse atribuye estas diferencias a los tipos de *shocks* que cada grupo recibe, más que a un comportamiento fiscal diferente: en general los momentos negativos en las economías emergentes son más severos que los observados en las economías desarrolladas.

Finalmente, el autor estudia el papel de las instituciones como posibles fuente de prociclicidad. Concluye que si bien la fortaleza institucional disminuye el sesgo deficitario, su efecto sobre la prociclicidad es ambiguo y en algunos puntos difiere según se trate de un momento positivo o negativo del ciclo económico.

En síntesis, los autores estudiados coinciden en que existe evidencia de asimetría en el comportamiento fiscal ante el ciclo. Asimismo, existe consenso respecto a que la política fiscal es en promedio menos sensible a cambios en el nivel de actividad en las economías emergentes que en las economías desarrolladas si se considera el accionar conjunto de la política fiscal discrecional y los estabilizadores automáticos.

Las conclusiones a las que arriban los diversos autores respecto a las economías desarrolladas son similares: la política fiscal es en promedio contracíclica, pero reacciona con mayor intensidad ante fases negativas del ciclo que ante fases positivas. Más específicamente, ante fases negativas del ciclo, la política fiscal es fuertemente expansiva, pero en fases positivas su reacción es muy leve (el deterioro del resultado fiscal en momentos negativos no es compensado por una mejora en momentos positivos). Lo anterior es adjudicado a que la política fiscal discrecional es

procíclica en momentos positivos (neutralizando el efecto de los estabilizadores automáticos) y acíclica en momentos negativos.

En lo referente a las economías emergentes, todos los autores coinciden en que ante fases expansivas del ciclo la política fiscal discrecional presenta un comportamiento procíclico, neutralizando total o parcialmente el efecto contracíclico de los estabilizadores automáticos. Balassone y Kumar (2005) y Manasse (2006) plantean que la prociclicidad de la política fiscal discrecional es de tal magnitud que supera el efecto de la política fiscal endógena, resultando así en que la política fiscal sea en su conjunto procíclica. Gavin y Perotti (1997) plantean que la misma es acíclica. Por último, en todos los trabajos analizados se concluye que a diferencia de las economías desarrolladas, en las economías emergentes la política fiscal reacciona con menor intensidad ante fases contractivas que ante fases expansivas. Gavin y Perotti (1997) y Manasse (2006) incluso plantan la existencia de prociclicidad en momentos de contracción severa.

3.2. Evidencia empírica para Uruguay

Para el caso específico de Uruguay, el único estudio encontrado que analiza la existencia de asimetría en la reacción de política fiscal al ciclo es el realizado por Mailhos y Sosa (1998). Dicho trabajo caracteriza en

forma detallada el comportamiento cíclico de la política fiscal en Uruguay; dentro de este análisis la existencia de asimetría en la respuesta al ciclo es un aspecto más a considerar.

El análisis se realiza con datos anuales provenientes de cuentas nacionales para el período 1955-1998. La principal conclusión a la que se arriba es que la política fiscal uruguaya es fuertemente procíclica, tanto por la conducción del gasto público como en lo que refiere a la recaudación. Los autores analizan distintos sub-períodos con el objetivo de someter a prueba la robustez de sus conclusiones. Entre los análisis realizados en esta instancia se estudia la correlación entre los componentes cíclicos de las variables fiscales y el producto, considerando por separado los momentos de expansión y de recesión. Los autores clasifican como recesión los períodos con dos años consecutivos o más de variación negativa en el componente cíclico del producto o períodos con una caída del componente cíclico del producto tal que supere la variación promedio más un desvío estándar.

En lo que refiere al estudio de un comportamiento asimétrico, los autores optan por utilizar una metodología similar a la empleada por Gavin y Perotti (1997) y estiman la respuesta de la política fiscal al ciclo a través de la siguiente regresión:

$$X_t = \alpha + \beta \cdot \text{exp}_t \cdot \text{PIB}_t + \delta \cdot \text{rec}_t \cdot \text{PIB}_t + \gamma \text{DGC}_{t-1} + \varepsilon_t$$

Siendo X_t la tasa de crecimiento de la variable fiscal, PIB_t la tasa de crecimiento del producto y DGC_{t-1} el déficit del Gobierno Central en el período anterior expresado como porcentaje del PIB. Finalmente, exp_t y rec_t son variables *dummies* que adoptan el valor 1 si t es un año de expansión o de recesión respectivamente y 0 en caso contrario.

Al estudiar la existencia de asimetría en la reacción de la política fiscal al ciclo, los autores investigan los componentes del gasto del gobierno: consumo e inversión para el periodo 1955-1998. Los resultados arrojan que si bien los coeficientes son estadísticamente significativos, la diferencia entre ellos no lo es; por lo tanto concluyen que no existe evidencia contundente de un comportamiento asimétrico de la política fiscal ante expansiones y recesiones. La política fiscal fue procíclica tanto en expansiones como en recesiones de acuerdo a este análisis.

A continuación se presenta un cuadro comparativo que sintetiza los trabajos previamente descritos, sus objetivos, la metodología que emplean y los principales resultados a los que arriban.

3.3. Cuadro comparativo

Título	Autores y año	Países de estudio	Periodo de estudio	Objetivo del trabajo	Metodología empleada	Principal Ecuación Testeada	Resultados a destacar vinculados a la asimetría
Fiscal Policy in Latin America	Gavin & Perotti (1997)	13 países Latinoamericanos y 16 países de la OECD	1970-1995	Caracterizar las finanzas públicas en América Latina y compararlas con las presentes en las economías desarrolladas. Entre los aspectos estudiados se analiza el comportamiento de la Política Fiscal respecto al ciclo económico.	Función lineal de reacción fiscal. Coeficientes estimados por metodología de datos de panel.	$d(rf_t) = \alpha_1 d(PIB_{real_t}) + \alpha_2 d(RTI_t) + \alpha_3 d(rf_{t-1}) + \varepsilon_t$ $d(rf_t) = \alpha_1 d(positivos_t) + \alpha_2 d(negativos_t) + \alpha_3 d(RTI_t) + \alpha_4 rf_{t-1} + \varepsilon_t$	En las economías desarrolladas la intensidad de la respuesta ante fases negativas es muy superior a la observada ante fases positivas y la PF es contracíclica en ambos momentos. En las economías latinoamericanas, la PF reacciona con menos intensidad ante el ciclo que en las economías desarrolladas y la respuesta del resultado fiscal ante fases negativas es menos intensa que ante fases positivas. La diferencia no es estadísticamente significativa, pero si se consideran sólo momentos de recesión severa esta diferencia se hace significativa.
On the Cyclical Bias in Government Spending	Hercowitz & Strawczynski (1998)	22 países de la OECD	1975-1995	Estudiar si el incremento observado en el ratio g refleja la existencia de un sesgo político que deriva en un comportamiento fiscal asimétrico ante momentos de expansión y contracción del nivel de actividad.	Función lineal de reacción fiscal. Coeficientes estimados por metodología de datos de panel.	$dg_t - dy_t = \alpha_0 + \alpha_1 (dy_t - dy)^+ + \alpha_2 (dy_t - dy)^- + \alpha_3 (dy_{t-1} - dy)^+ + \alpha_4 (dy_{t-1} - dy)^- + \varepsilon_t$	La evolución creciente del ratio g se debe en parte a un sesgo cíclico: el ratio crece mucho durante las fases contractivas, pero en fases expansivas permanece relativamente constante en su nuevo nivel más elevado.
Cyclical Ratcheting in Government Spending: Evidence from the OECD	Hercowitz & Strawczynski (2001)	22 países de la OECD	1975-1998	Se extiende el análisis anterior y se amplia el período de estudio.	Función lineal de reacción fiscal. Coeficientes estimados por metodología de datos de panel.	$\hat{g}_t = (\hat{g}_t)^* + (\hat{g}_t)^c + \varepsilon_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta_t^p + \alpha_2 \Delta_t^n + \lambda \hat{g}_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varphi = \alpha_1 - \alpha_2$	Se refuerzan las conclusiones arribadas en el trabajo anterior
Cyclical asymmetry in fiscal policy, debt accumulation and the Treaty of Maastricht	Balassone & Francese (2004)	16 países de la OECD	1970-2000	Estudiar si la política fiscal reacciona de forma asimétrica ante momentos positivos y negativos del ciclo.	Función Lineal de Reacción Fiscal. Coeficientes estimados por metodología de Datos de Panel.	$b_t = \alpha_0 + \alpha_1 d_{t-1} + \alpha_2 b_{t-1} + \eta_p E(w_t^p) + \eta_n E(w_t^n) + \varepsilon_t$	Existe evidencia de una significativa asimetría en el comportamiento fiscal. La política fiscal es contracíclica en ambas fases del ciclo, pero reacciona con mayor intensidad en las fases negativas del ciclo, es decir cuando el déficit fiscal aumenta como porcentaje del PIB. Dicha asimetría en el manejo fiscal contribuyó en forma no menor a la acumulación de deuda.
Promoting Fiscal Discipline: Cyclical Policy	Balassone & Kumar (2005)	12 países desarrollados y 21 países emergentes	1975-1997	Estudiar si la Política Fiscal reacciona de forma asimétrica ante momentos positivos y negativos del ciclo, pero distinguiendo entre economías emergentes y economías desarrolladas y entre política fiscal discrecional y endógena.	Función lineal de reacción fiscal. Coeficientes estimados por metodología de datos de panel.	$b_t = \alpha_0 + \alpha_1 d_{t-1} + \alpha_2 b_{t-1} + \eta_p E(w_t^p) + \eta_n E(w_t^n) + \varepsilon_t$	La PF es menos sensible al ciclo del PIB en los países emergentes que en los países desarrollados. En ambas economías existe un comportamiento asimétrico de la PF respecto al ciclo devenido de la PFD y explicado por un comportamiento asimétrico del gasto público. En fases expansivas, el efecto de los estabilizadores automáticos es en general neutralizado por el accionar procíclico de la PFD, esto no suele suceder durante fases recesivas cuando la PFD no reacciona (economías desarrolladas) o es contracíclica (economías emergentes).
Procyclical fiscal policy: shocks, rules and institutions-A view from MARS	Manasse (2006)	49 países (emergentes y desarrollados)	1970-2004	Estudiar el comportamiento cíclico de la PF en economías desarrolladas y emergentes pero sin asumir una forma funcional lineal en la función de reacción fiscal.	Función de reacción fiscal pero sin presuponer linealidad. La forma funcional es obtenida a través del algoritmo matemático denominando Multiple Adaptive Regression Spline (MARS)	Esta nueva metodología parte del supuesto de que la forma funcional de la relación entre variables dependiente e independiente es desconocida para el analista. Precisamente, será el algoritmo MARS el que permitirá aproximar tal relación e identificar las variables relevantes	PF acíclica en fases negativas del ciclo y procíclica en fases positivas. Economías emergentes presentan prociclicidad fiscal aún durante épocas de recesiones severas, pero durante fases expansivas la prociclicidad fiscal es menor que en economías desarrolladas.
Fiscal Policy and the Cycle in the Euro Area: The Role of Government Revenue and Spendig	Turrini (2008)	Países de la Eurozona	1980-2005	Analizar el comportamiento cíclico de la política fiscal implementada en los países de la Eurozona.	Función lineal de reacción fiscal. Coeficientes estimados por metodología de datos de panel.	$\Delta CAPB_t = \beta_0 + \beta_1 (CAPB_{t-1}) + \beta_2 (deuda_{t-1}) + \beta_3 (O\acute{G}ros_{t-1}) + u_t$ $\Delta CAPB_t = \beta_0 + \beta_1 (CAPB_{t-1}) + \beta_2 (deuda_{t-1}) + \beta_3 (O\acute{G}neg_{t-1}) + v_t$	La PFD presenta un sesgo procíclico en fases positivas, pero no hay evidencia significativa de que presente sesgo cíclico durante fases negativas. El sesgo procíclico en fases expansivas tiene su origen en el comportamiento del gasto, que se incrementa fuertemente en fases expansivas, pero se reduce levemente en las fases contractivas.
El comportamiento cíclico de la política fiscal en Uruguay	Mahilos y Sosa (2000)	Uruguay	1955-1998	Analizar el comportamiento cíclico de la política fiscal en Uruguay	Función lineal de reacción fiscal. Coeficientes estimados por metodología de Series Temporales (MCO).	$X_t = \alpha_0 + \beta_1 (exp_t \cdot PIB_t) + \lambda_2 (rec_t \cdot PIB_t) + \gamma_3 (DGC_{t-1}) + e_t$	Fuerte prociclicidad en la PF uruguayana tanto en el lado del gasto público como de la recaudación. No encuentran evidencia contundente de un comportamiento asimétrico de la política fiscal ante expansiones y recesiones.

4. Modelización teórica empleada

En las secciones anteriores se presentó en forma conceptual y empírica el tema de la asimetría en la reacción fiscal ante el ciclo, realizando una reseña de las metodologías empleadas por diversos autores que estudiaron la temática anteriormente. En base a ello es que se selecciona la aproximación metodológica a ser empleada para el análisis del caso uruguayo.

Se considera relevante que el modelo teórico utilizado incorpore consideraciones de largo y corto plazo para reflejar la dinámica intertemporal de las cuentas públicas. Si bien la política fiscal suele ser empleada como instrumento de estabilización en el corto plazo, las consecuencias de su implementación no son inocuas en el largo plazo.

El repaso de la literatura realizado en secciones anteriores muestra que algunos autores han propuesto funciones de *reacción fiscal* que consideran factores estructurales y coyunturales. Entre las primeras podría mencionarse la convergencia de la política fiscal hacia objetivos y metas de largo alcance o hacia la maximización de beneficios y minimización de costos asociados a la implementación y el diseño de la política fiscal. Entre los factores coyunturales pueden enumerarse las

fluctuaciones del producto, cambios en las tasas de interés, variaciones en los precios relativos, etc. Se decide emplear como modelo base para este estudio el propuesto por Balassone y Francese (2004) incorporando algunos puntos del trabajo de Turrini (2008).

El modelo a ser empleado en este trabajo plantea que el resultado fiscal se descompone en un componente estructural o de fundamento y un componente cíclico, ambos expresados en términos de producto:

$$rf_t = rf_t^e + rf_t^c \quad (1)$$

En donde: rf_t^e es el componente estructural del resultado fiscal

rf_t^c es el componente cíclico del resultado fiscal

Cabe aclarar que Balassone y Francese (2004) utilizan como indicador fiscal al resultado fiscal global; sin embargo el modelo podría emplearse para otros indicadores de la brecha fiscal, como el resultado fiscal primario o el resultado primario ajustado por ciclo.

4.1. Componente estructural del resultado fiscal

El primer componente del segundo miembro de la ecuación (1) obedece a factores estructurales que pueden afectar el déficit fiscal del momento t . Los cambios en la posición fiscal poseen implicancias en el largo plazo sobre la deuda y el resultado fiscal, por lo que resulta razonable que el gobierno se preocupe por dichas variables. Siguiendo a Balassone y Francese (2004) el componente estructural se expresa por medio de la siguiente ecuación:

$$rf^e = rf_{t-1} + \alpha(rf^* - rf_{t-1}) - \beta(d^* - d_{t-1}) + u_t \quad (2)$$

Siendo rf^* y d^* los niveles de resultado fiscal y deuda considerados óptimos por el gobierno y rf_{t-1} y d_{t-1} el resultado fiscal y la deuda del período $t-1$. Por último, $u \approx NID(0, \sigma^2)$ y α y $\beta > 0$. A nivel estructural se cumple la siguiente relación: $d^* = -rf^* / y^*$ siendo y^* la tasa de crecimiento de equilibrio del PIB nominal.

Más específicamente, el componente estructural puede ser expresado como un proceso de ajuste lineal desde los niveles de resultado fiscal y deuda observados en el momento t hacia los niveles de dichas variables

compatibles con la restricción presupuestal intertemporal del gobierno (RPI).

Siguiendo a Blanchard (1990), si el gobierno desea llevar adelante una política fiscal sustentable debería comportarse de modo de satisfacer la RPI, ya que esto le permite ser solvente en el tiempo. El cumplimiento de la RPI implica que el valor presente de los superávits fiscales esperados a lo largo del tiempo sea suficiente para compensar el valor de la deuda en el momento inicial (ver Anexo. I). El cumplimiento de esta condición asegura que el gobierno sea solvente en el largo plazo, lo que significa que logrará la capacidad de pago suficiente para honrar sus obligaciones.

4.2. Componente cíclico del resultado fiscal

Por su parte, el componente cíclico del resultado fiscal rf^c se encuentra dado por los desbalances fiscales generados -deliberada o automáticamente- en respuesta a divergencias entre el PIB potencial y el PIB efectivo (*output gap*). El factor cíclico del déficit fiscal puede expresarse de la siguiente forma:

$$rf_t^c = \eta \cdot E(\omega_t) + v_t \quad \text{con } v_t \approx NID(0, \sigma_v) \quad (3)$$

En donde el desequilibrio en las cuentas públicas depende de las proyecciones (expectativas) del gobierno acerca del *output gap* (ω_t).

El coeficiente η captura la reacción de la política fiscal tanto discrecional como endógena a cambios en el producto. En caso de que la reacción de la política fiscal a cambios en el ciclo del PIB sea simétrica ante fases positivas y negativas, dicho coeficiente será único.

Si se admite, en cambio, que la respuesta fiscal al ciclo puede diferir según se trate de *output gap* positivo o negativo, la ecuación puede reescribirse de la siguiente forma:

$$rf_t^C = \eta_p \cdot E(\omega_t^p) + \eta_n \cdot E(\omega_t^n) + v_t \quad (4)$$

En donde:

- η_p es la reacción de la política fiscal cuando el *output gap* es positivo y
- η_n es la respuesta fiscal cuando el *output gap* es negativo.

Uniendo las ecuaciones (2) y (4), el déficit fiscal del periodo t puede ser expresado de la siguiente forma:

$$rf_t = (\alpha.rf^* - \beta.d^*) + (1 - \alpha).rf_{t-1} + \beta.d_{t-1} + \eta_p.E(\omega_t^p) + \eta_n.E(\omega_t^n) + \varepsilon_t$$

Reordenando los términos se arriba a:

$$rf_t = \alpha_0 + \alpha_1.rf_{t-1} + \alpha_2.d_{t-1} + \eta_p.\omega_t^p + \eta_n.\omega_t^n + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\alpha_0 = (\alpha.rf^* - \beta.d^*) \quad \alpha_1 = (1 - \alpha) \quad \alpha_2 = \beta \quad \varepsilon_t \approx NID(0, \sigma_\varepsilon)$$

Al unir ambas ecuaciones debe tenerse en cuenta algunas consideraciones importantes. En primer lugar, en caso de que el gobierno no cuente con proyecciones respecto a los ciclos económicos o en tanto estas proyecciones se desconozcan para una importante cantidad de años, se toma en lugar de la esperanza del *output gap*, valores pasados de dicha variable. Estos valores se separan empleando la siguiente variable *dummy*:

$$dt = \begin{cases} 1 = \omega_t > 0 \\ 0 = \omega_t < 0 \end{cases}$$

De esta forma, a efectos de evitar colinealidad entre las variables *dummies* y la constante, así como a los efectos de capturar con mayor

precisión la respuesta de la política fiscal al *output gap*, se incorpora como regresores $E(\omega_t^p)dt$ y $E(\omega_t^n)(1 - dt)$.

En segundo lugar, la constante resultante del modelo incorpora de manera conjunta aquellos niveles de resultado fiscal y deuda del gobierno que considera óptimos o al menos aquellos que obedecen a consideraciones de largo plazo. El signo de la misma indica el sesgo en el resultado fiscal, ya que refleja la situación en donde las restantes variables permanecen constantes.

En tercer lugar, el modelo puede ser empleado indistintamente para comprobar la reacción de cualquier indicador fiscal. En este sentido, el modelo utilizado en el presente trabajo para testear la existencia de asimetría en la economía uruguaya emplea en lugar del resultado fiscal global o primario, el resultado primario ajustado por ciclo. Esto permite aislar el efecto de los estabilizadores automáticos y concentrarse sólo en la política fiscal discrecional, lo que resulta un avance respecto a la literatura existente para Uruguay.

4.3. Recesiones severas y auges económicos

Al estudiar el comportamiento cíclico de la política fiscal en una economía emergente como Uruguay es importante considerar la volatilidad que puede tener el PIB. Talvi y Vegh (2000) estiman que el producto en las economías emergentes es en promedio el doble de volátil que en las economías desarrolladas. Tal volatilidad puede apreciarse en la existencia de episodios de intenso crecimiento económico y de severas contracciones del nivel de actividad. En la misma línea, Gavin y Perotti (1997) y Manasse (2006) atribuyen parte de la diferencia en el comportamiento fiscal entre economías emergentes y desarrolladas a la distinta intensidad de los *shocks* que cada una experimentan, y especialmente al hecho de que las recesiones en las economías emergentes son significativamente más severas que en los países desarrollados.

En vista de lo anterior se consideró relevante distinguir no sólo entre momentos de *output gap* positivos y negativos, sino también al interior de dichas fases, tal como lo hace Turrini (2008). A tales efectos se extiende el modelo descrito anteriormente descomponiendo el *output gap* en cuatro fases: auge, expansión moderada, recesión leve y recesión severa.

$$rf_t = \alpha_0 + \alpha_1.rf_{t-1} + \alpha_2.d_{t-1} + \eta_A^p.\omega_A^p + \eta_M^p.\omega_M^p + \eta_L^n.\omega_L^n + \eta_S^n.\omega_S^n + \varepsilon_t \quad (6)$$

En donde:

- $\eta_A^p.\omega_A^p$ refiere a las etapas de auge
- $\eta_M^p.\omega_M^p$ refiere a las etapas de expansión moderada
- $\eta_L^n.\omega_L^n$ refiere a las etapas de recesión leve
- $\eta_S^n.\omega_S^n$ refiere a las etapas de recesión severa

Como se detalla más adelante, para categorizar al *output gap* positivo en auge y expansión moderada y al *output gap* negativo en recesión leve y severa se considera cuál es el desvío respecto a la media de cada serie.

5. Una breve aproximación a las finanzas públicas en Uruguay

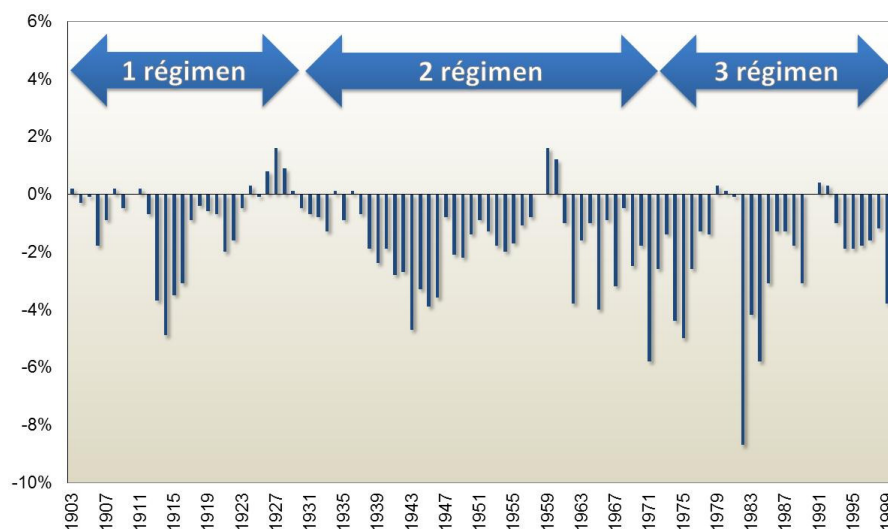
Previo a realizar el análisis del caso uruguayo empleando técnicas econométricas, se considera adecuado llevar a cabo un repaso estilizado de las cuentas públicas a lo largo del Siglo XX con especial énfasis en los años 1970-2009 ya que es el período de análisis del presente trabajo. Este repaso permite *a priori* analizar las particularidades del comportamiento fiscal en Uruguay y brindar un contexto para evaluar la adecuación de los posteriores resultados econométricos con la realidad.

5.1. Un análisis secular de las finanzas públicas en Uruguay

Azar y Bertoni (2007) plantean que a lo largo del Siglo XX existieron en Uruguay tres “regímenes” fiscales tal como se observa en el grafico siguiente¹⁷.

¹⁷ Los autores identifican los distintos regímenes en base a una serie de indicadores: el lugar de la política fiscal en el conjunto de políticas económicas, el rol distributivo del Estado, la sostenibilidad de la política fiscal, la gestión de la política fiscal (si la prioridad en el manejo fiscal fue la búsqueda de la estabilidad y el equilibrio o por el contrario esto quedó subordinado a otros objetivos de política), la institucionalización de compromisos, es decir las fuerzas sociales y políticas que influyen en la realidad fiscal de cada etapa.

Gráfico 5.1 Resultado Fiscal como porcentaje del PIB



Fuente: Azar y Bertoni (2007)

El primer régimen fiscal, comprendido entre 1900 y 1930, se caracterizó por déficits fiscales moderados, ya que se entendía que el gobierno debía ser capaz de solventar los gastos corrientes mediante los ingresos obtenidos por concepto de recaudación. Como muestra el gráfico anterior los resultados fiscales han sido positivos en casi todo el periodo, a excepción de los años vinculados a grandes cambios en el contexto internacional como la Primera Guerra Mundial, la crisis de posguerra y la Gran Depresión de 1929.

En el segundo régimen fiscal, que abarca el período 1930-1973, se destaca un viraje en la concepción dominante acerca del rol de Estado y de las finanzas públicas. A diferencia de los años anteriores en los que el

Estado fue concebido como un agente “juez y gendarme”, en este régimen se postuló que su intervención era clave para lograr objetivos sobre la demanda agregada. En este contexto, la política fiscal comenzó a emplearse en forma activa como instrumento para influir en el empleo, el nivel de actividad y en la distribución del ingreso. Bajo esta concepción, la existencia de desequilibrios fiscales no implicaba un problema a largo plazo mientras los mismos determinaran la obtención de mayores ingresos futuros. En tanto la política fiscal fue empleada con el fin expuesto, el resultado fiscal fue deficitario para la mayoría de los años de este período. Desde fines de los ‘50, el segundo régimen fue amenazado por la combinación de estancamiento económico, importantes cambios en la economía mundial y la imposibilidad de flexibilizar el aparato redistributivo implementado en años anteriores. Estos factores derivaron en problemas de sostenibilidad fiscal a mediano y largo plazo y con ello al fin de este segundo régimen fiscal.

Por último, el tercer régimen fiscal identificado por Azar y Bertoni tiene lugar desde 1973 a 2000, cuando finaliza el estudio de dichos autores. Al comprender parte importante del período de estudio del presente trabajo, resulta relevante resaltar las características identificadas por los autores para éste régimen.

Azar y Bertoni (2007) plantean que el tercer régimen fiscal se diferenci6 de los anteriores debido al cambio en la importancia otorgada a la sostenibilidad fiscal y al nuevo rol redistributivo del Estado. En este régimen la gestión del equilibrio fiscal se encontró al servicio de la estabilidad macroeconómica y por tanto el concepto de “responsabilidad fiscal” fue empleado como instrumento de política económica de corto plazo. Sumado al deseo interno de estabilidad, influyó la necesidad de demostrar disciplina ante los organismos internacionales de crédito manteniendo superávit fiscales primarios. A pesar de que el resultado fiscal presentó importantes diferencias a lo largo del período, éste sólo se desvió de los objetivos de política entre 1982 y 1989 a consecuencia de la fuerte crisis económica que golpeó al país en 1982. Sin embargo, los autores resaltan que prevaleció una preocupación por el equilibrio entre ingresos y gastos públicos.

En materia de equilibrio fiscal se observaron avances importantes en los '70 y principios de los '90, que luego se vieron en dificultades durante los '80 y fines de los '90. Tal como señalan Azar y Bertoni, un aspecto condicionante del desempeño en materia fiscal fue el acceso a los mercados internacionales para la colocación de deuda pública. Mientras en los '70 el acceso al ahorro externo fue muy laxo, en la década siguiente a causa de la crisis, las condiciones de acceso se volvieron más restringidas. Finalmente, luego de los acuerdos con los acreedores a

través del Plan *Brady* y la implementación de políticas de ajuste y reforma estructural fue posible recomponer el crédito externo.

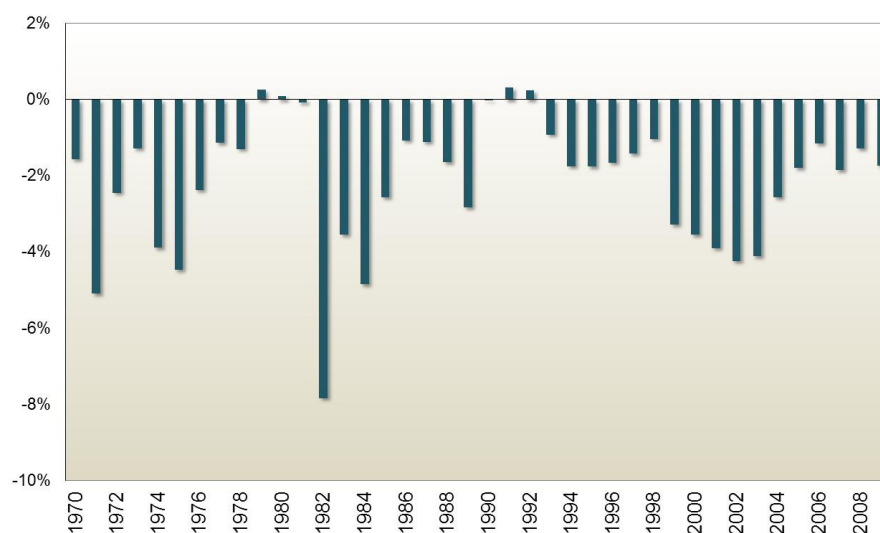
5.2. Las finanzas públicas en el período 1970-2009

Puesto que el periodo de análisis de este trabajo es 1970-2009, resulta relevante caracterizar con mayor grado de detalle al comportamiento de las variables fiscales en dichos años. El análisis a continuación se realiza para datos del consolidado Gobierno Central-Banco de Previsión Social (en adelante GC) lo que implica no considerar el resultado de Gobiernos Departamentales y Empresas Públicas pero si las transferencias entre estas últimas y el GC. Cabe destacar que el período de estudio y la cobertura del análisis se vieron condicionados por las restricciones en la disponibilidad de datos oficiales.

El siguiente gráfico muestra el resultado global del GC como porcentaje del PIB para el período 1970-2009. Como primer comentario, se observa que a excepción de algunos años puntuales (1979, 1980, 1991 y 1992), el resultado global del GC fue siempre deficitario. El modelo liberalizador y la implementación de una regla cambiaria provocaron que el GC lograra magros superávits globales a fines de los setenta. Luego, la crisis de 1982 que derivó en una profunda recesión del nivel de actividad y la dificultad de financiamiento externo, provocó un serio deterioro en las cuentas

públicas. La nueva política cambiaria de bandas de flotación implementada en los '90 reclamó más cintura fiscal por lo que los primeros años de dicha década se caracterizaron por superávits globales en las cuentas del GC. Empero, el resultado vuelve a ser deficitario en 1993. La crisis mexicana de 1995, la reforma de la seguridad social de 1996, que asumía un deterioro del resultado para el consolidado GC-BPS, y por último el comienzo de la recesión en 1998, condujeron a persistentes déficit del GC.

Gráfico 5.2 Resultado global del GC (% del PIB)

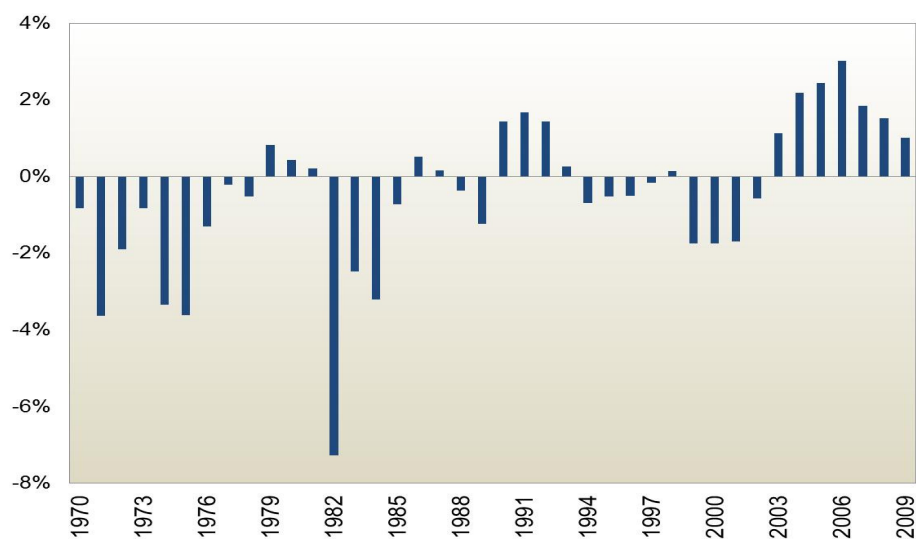


Fuente: Banco Central del Uruguay (BCU)

Sin embargo, si se observa la evolución del resultado fiscal primario del GC, variable más asociada a una política discrecional y clave para la sostenibilidad fiscal, se obtiene un panorama diferente al anterior, dando

cuenta de la importancia de los intereses de la deuda en las cuentas públicas del GC. Tal como refleja el Gráfico 5.3 el resultado primario como porcentaje del PIB fue superavitario previo a la crisis de 1982, a fines de la década del '80 y en los últimos siete años.

Gráfico 5.3 Resultado primario del GC (% del PIB)



Fuente: BCU

Una historia de profundos y persistentes déficit fiscales tiene su correlato en un abultado endeudamiento. En Uruguay la deuda se caracteriza por estar mayormente denominada en moneda extranjera -principalmente en dólares americanos- y una buena explicación para ello es el fenómeno denominado “pecado original”, que impide a ciertos países emitir deuda en su propia moneda. Eichengreen, Hausmann y Panizza (2003) plantean que una economía sufre este fenómeno cuando se ve imposibilitada de colocar en los mercados internacionales deuda denominada en moneda

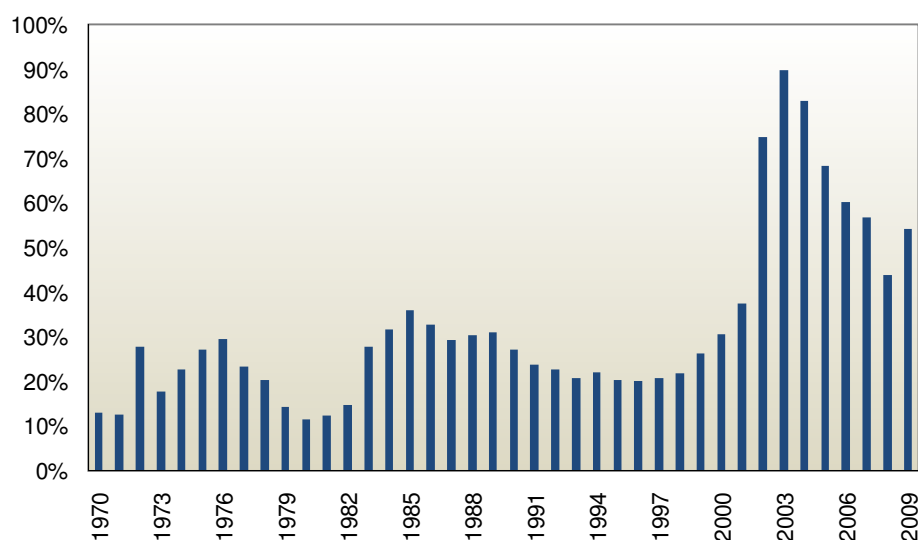
doméstica (*international original sin*) o incluso de colocar deuda de largo plazo en moneda local en el mercado interno (*domestic original sin*). A consecuencia de esto, los gobiernos suelen endeudarse en moneda extranjera, presentando entonces un descalce de moneda: mientras que los egresos por pago de intereses y amortización de deuda están en moneda extranjera, los ingresos del gobierno se encuentran en moneda doméstica. El Estado uruguayo ha presentado a lo largo de su historia una elevada dolarización de sus pasivos, lo que ha significado una importante fuente de vulnerabilidad de la economía ante variaciones de los precios relativos. Si bien luego de la crisis de 2002 la proporción de la deuda denominada en moneda extranjera se ha reducido como porcentaje del total, ésta aún presenta niveles elevados (61% al momento de escribir este documento).

Cabe destacar que no se cuenta con datos oficiales acerca de la deuda del GC para todo el período de análisis, por lo que se aproxima esta última a través de la deuda del Sector Público No Financiero (SPNF)¹⁸. El siguiente gráfico muestra la trayectoria de la deuda bruta del SPNF como porcentaje del PIB desde 1970 a 2009. Si bien el ratio compara stock

¹⁸ Para las primeras 12 observaciones de la muestra sólo se cuenta con datos de la deuda del Sector Público Global (SPG) por lo que se supuso que la deuda de dichos años correspondió en su totalidad a deuda del SPNF.

(deuda) con flujo (PIB) resulta una buena aproximación para capturar la carga del endeudamiento.

Gráfico 5.4 Deuda bruta del sector público no financiero (% del PIB)



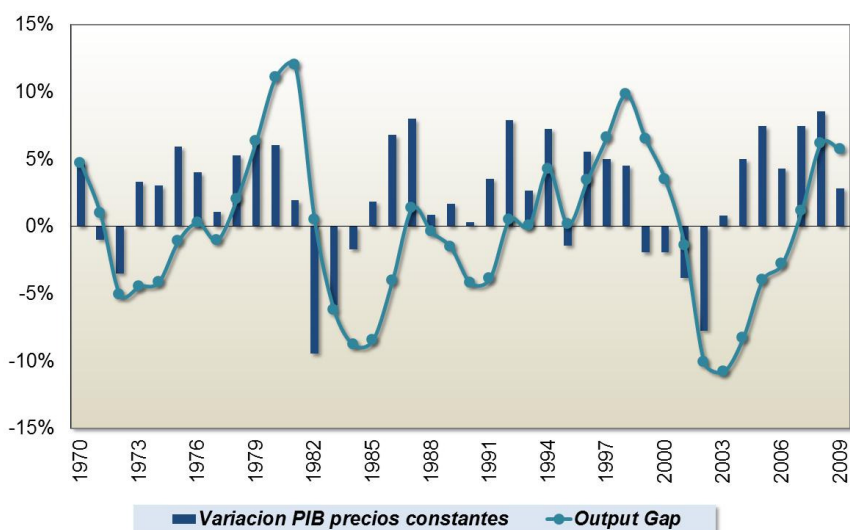
Fuente: Elaboración propia a partir de series del BCU y del Instituto de Economía

Como se aprecia en el gráfico, la deuda como porcentaje del PIB creció en forma explosiva en dos oportunidades: luego de 1982 y luego de 2002. Ambas crisis supusieron un dramático aumento del ratio, en parte debido a que son épocas de fuerte depreciación de la moneda en respuesta a súbitos abandonos de sistemas de tipo de cambio controlado. Si se toma en cuenta que la deuda se encuentra denominada mayoritariamente en dólares americanos y el PIB se expresa en moneda local, no es extraño observar fuertes aumentos del ratio en esos años.

5.3. El resultado fiscal y el ciclo del producto

Una vez caracterizadas las variables fiscales resulta adecuado observar el comportamiento de las mismas en su relación con el ciclo económico ya que este es el tema central del trabajo. El siguiente gráfico compara para el período 1970-2009 la variación anual del PIB a precios constantes de 1997 y el *output gap*, este último expresado como porcentaje del PIB tendencial¹⁹.

Gráfico 5.5 Variación del PIB real y output gap como porcentaje del PIB tendencial



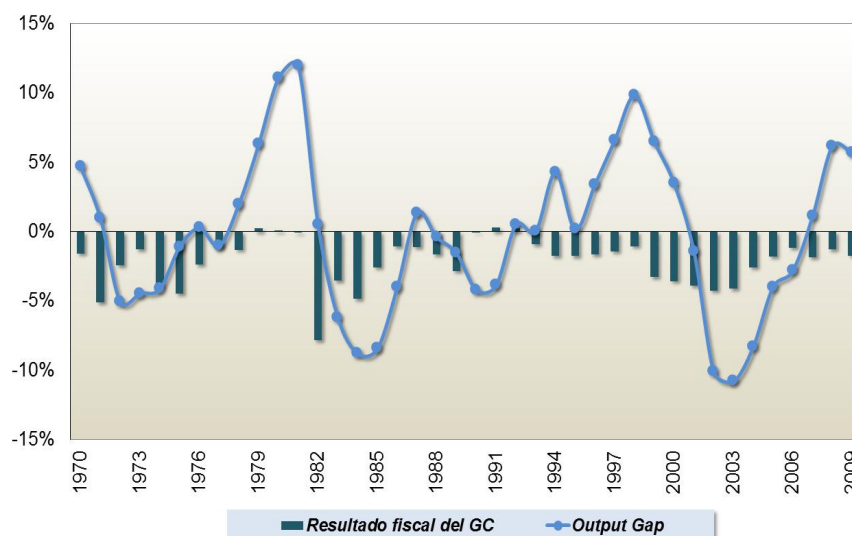
Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCU

¹⁹ Esta descomposición se obtuvo mediante el filtro de Hodrick-Prescott empleando datos anuales y un valor de $\lambda=100$.

El PIB presentó tasas de crecimiento reales positivas para la mayoría de los años del período de estudio, observándose importantes épocas de auge en los años previos a la crisis de 1982, durante la segunda mitad de 1990 y en la actualidad. Por el contrario, 1971 y 1972 constituyeron años de recesión para la economía uruguaya. Lo mismo sucede con los años 1982, 1983 y 1984, años que siguen a la crisis de la deuda en México, el aumento de tasas de interés en EE.UU. y la súbita reversión del flujo de capitales que hasta el momento fluía a las economías del Cono Sur. En 1995 la caída del PIB corresponde a la recesión a raíz de la crisis mexicana y finalmente las tasas de crecimiento negativas observadas entre 1998 y 2002 reflejan el impacto de la más reciente crisis económica regional.

El siguiente gráfico refleja el comportamiento del déficit fiscal en distintas fases del ciclo económico medido a través del *output gap*. Se observa que si bien en muchos años el *output gap* ha sido positivo, el resultado del GC ha sido casi siempre deficitario, lo que da cuenta de la persistencia del déficit fiscal.

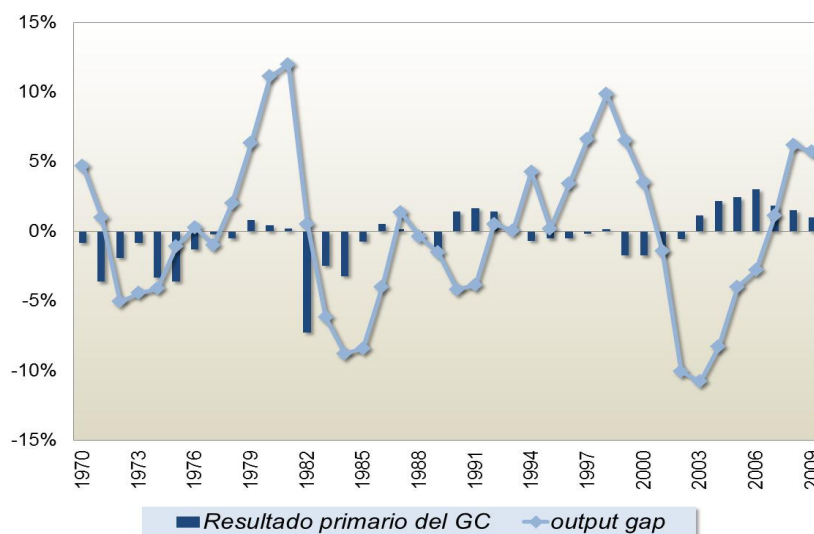
Gráfico 5.6 Resultado fiscal global del GC como porcentaje del PIB y Output gap como porcentaje del PIB tendencial



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCU

Por su parte, la evolución del resultado fiscal primario brinda una idea de la carga fiscal que representan los intereses de la deuda y captura en forma “precaria” la orientación de la política fiscal discrecional ya que el pago de intereses se considera un gasto no discrecional que se encuentra determinado por la política fiscal de períodos anteriores. Además, decisiones de política monetaria y cambiaria podrían alterar la carga de los intereses sin que exista una acción fiscal. El siguiente gráfico muestra el resultado fiscal primario y el *output gap*.

Gráfico 5.7 Resultado fiscal primario como porcentaje del PIB y output gap como porcentaje del PIB tendencial



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCU

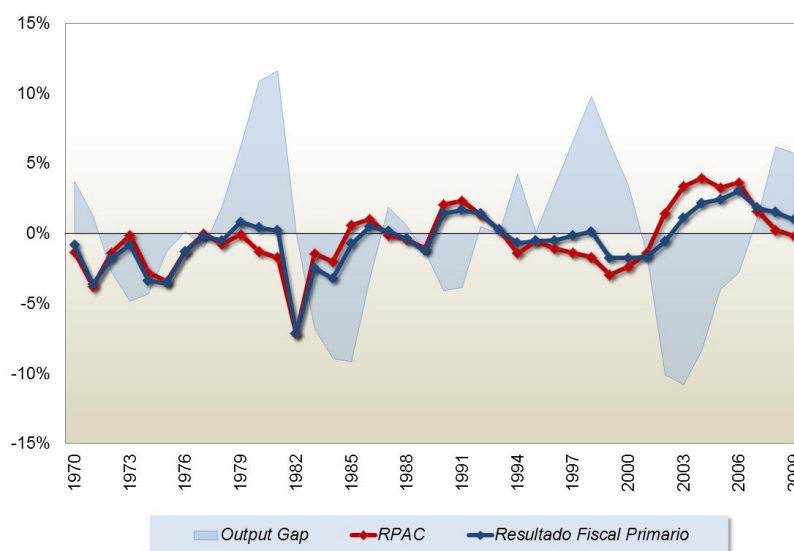
Como se observa en el gráfico, existen períodos de resultado fiscal primario superavitario: 1979-1981, 1990-1993 y 2003-2009. Los primeros años corresponden al fuerte período de auge previo a la crisis de 1982, en donde se persiguieron equilibrios macroeconómicos desde el punto de vista fiscal y externo. El período de los '90 se debe a los ajustes fiscales implementados ante el advenimiento del sistema de bandas de flotación cambiaria y a la fase positiva del ciclo. Por último, los años 2003-2006 corresponden a la salida de la crisis de 2002, en donde los ajustes fiscales fueron necesarios de manera de cumplir con metas y favorecer estrategias de salida a la crisis como el canje de deuda y la obtención de crédito externo y también al ciclo del PIB.

Puede observarse que en fases de *output gap* positivo, el resultado fiscal primario no exhibe significativos aumentos (si es que se muestra superavitario). Ésto denotaría cierta prociclicidad en la gestión de las cuentas públicas ante fases positivas del ciclo. Por otra parte, en momentos de *output gap* negativo se observa un inicial deterioro de la posición fiscal, que luego mejora en tanto el *output gap* retoma su carrera ascendente.

La noción de la orientación de la política fiscal discrecional que brinda el cambio en el resultado fiscal primario es “precaria” ya que se ve influenciada por el efecto del ciclo económico. De esta forma, a efectos de capturar mejor la evolución de la política fiscal discrecional se emplea una medición fiscal diferente: el resultado primario ajustado por ciclo expresado como porcentaje del PIB (RPAC). Dicho indicador consiste en el resultado fiscal depurado de los efectos que posee el ciclo sobre los ingresos y egresos del gobierno. Puesto que el cambio en la posición fiscal puede devenir de decisiones discrecionales y del accionar de los estabilizadores automáticos, depurar al resultado fiscal de los efectos del ciclo permite una aproximación a la política fiscal discrecional. El RPAC es estimado a partir de la diferencia entre los ingresos fiscales ajustados por el efecto del ciclo y el gasto primario, utilizando para ajustar los ingresos al ciclo una estimación de la elasticidad recaudación-PIB de largo plazo (en la próxima sección se presenta en detalle la metodología empleada

para la construcción de la serie). El siguiente gráfico muestra la evolución del resultado fiscal primario y el RPAC, la diferencia entre ellos la constituye el efecto de los estabilizadores automáticos por naturaleza contracíclicos. Se observa que en fases de *output gap* positivo, el resultado fiscal primario se ubica por encima del RPAC y lo inverso se observa en fases negativas.

Gráfico 5.8 Resultado fiscal primario y Resultado Primario ajustado por ciclo (% del PIB)

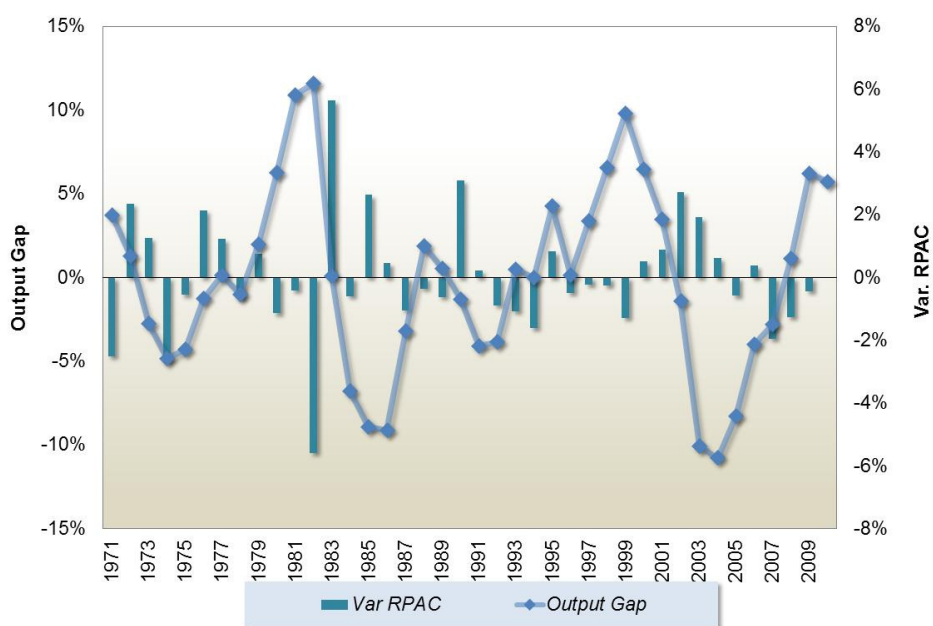


Fuente: Elaboración propia en base a BCU

El siguiente gráfico permite observar la variación del RPAC en distintos escenarios macroeconómicos. Como se observa, en varios períodos la política fiscal discrecional ha actuado exacerbando el ciclo del PIB. A modo de ejemplo, previo a la crisis de 1982, en gran parte de la década

de los '90 y en la actualidad el nivel de actividad se encontró por encima de los niveles de tendencia, mientras que la política fiscal discrecional actuó de manera procíclica ya que el RPAC presenta una variación negativa.

Gráfico 5.9 Variación del RPAC como porcentaje del PIB y output gap como porcentaje del PIB tendencial



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCU

6. Estrategia Empírica

Tal como se explica en la sección 4, el estudio del caso uruguayo se realiza a partir de la estimación de una función de reacción fiscal que explica la dinámica de la política fiscal a través de componentes estructurales y cíclicos. La ecuación a continuación es la utilizada para testear la existencia de asimetría en la reacción de la política fiscal al ciclo del PIB.

$$rf_t = \alpha_0 + \alpha_1.rf_{t-1} + \alpha_2.d_{t-1} + \eta_p.\omega_t^p + \eta_n.\omega_t^n + \varepsilon_t$$

Puesto que la hipótesis se centra en la política fiscal discrecional se elige como variable dependiente el resultado fiscal primario ajustado por ciclo, el que se explica por su propio pasado, *el output gap* y la deuda pública. A continuación se presenta el estudio individual de cada serie, el modelo estimado y los principales resultados.

6.1. Descripción de las series utilizadas

Se utilizan datos anuales del período 1970-2009 obtenidos del Banco Central del Uruguay (BCU) y del Instituto de Economía de la Universidad de la República (IECON). La disponibilidad de datos históricos oficiales impone una restricción a la cobertura en cuanto a la dimensión del sector público considerada (sólo GC) y al período de estudio (1970-2009). Si bien una muestra con 40 observaciones supera el mínimo de 30 datos necesarios para lograr una distribución normal de los residuos, de contar con un mayor número de observaciones la modelización econométrica se vería beneficiada. Sin embargo, cabe resaltar que 40 años resultan suficientes para observar varios ciclos de la economía uruguaya, múltiples enfoques de la política fiscal y diferentes modelos de crecimiento económico.

6.1.1. Indicador del ciclo económico

Para la estimación del ciclo económico se utiliza la serie anual del PIB a precios constantes de 1997, elaborada a partir de datos proporcionados por el BCU. Como medición del ciclo económico se opta por la brecha de producto o *output gap* (OG), que refleja la distancia entre el PIB efectivo (Y) y el PIB potencial (Y^*) expresado en términos del PIB potencial.

$$OG_t = \frac{Y_t - Y_t^*}{Y_t^*}$$

Existen diferentes formas de estimar el ciclo del PIB, sin embargo se acepta que el PIB potencial puede aproximarse a través del componente de tendencia del PIB efectivo (\bar{Y}) y por tanto puede “filtrarse” el componente cíclico de la serie de PIB efectivo. Si bien para aproximar el PIB de tendencia se conocen diversos filtros, como el de Hodrick-Prescott, Christiano-Fitzgerald y el filtro de Kalman, se opta por el primero debido a los motivos que se explican a continuación.

En primer lugar, es importante advertir la sencillez y simpleza de dicho mecanismo para la extracción de señales cíclicas; otros como el filtro de Kalman suelen ser más complejos en su forma de cálculo (puede verse un análisis detallado del filtro Hodrick-Prescott en el Anexo. II). En segundo lugar, en tanto la mayoría de los documentos acerca de las propiedades cíclicas del producto emplean este filtro para la extracción de señales, parece adecuado utilizar la misma técnica de modo de poder comparar la estimación de este trabajo con otras estimaciones tanto del ciclo como del comportamiento de la política fiscal en Uruguay. En tercer lugar, estimaciones del ciclo económico para Uruguay llevadas a cabo por

diferentes filtros, como el de Christiano-Fitzgerald, arrojan resultados similares (Álvarez, Da Silva, Rodríguez, 2008).

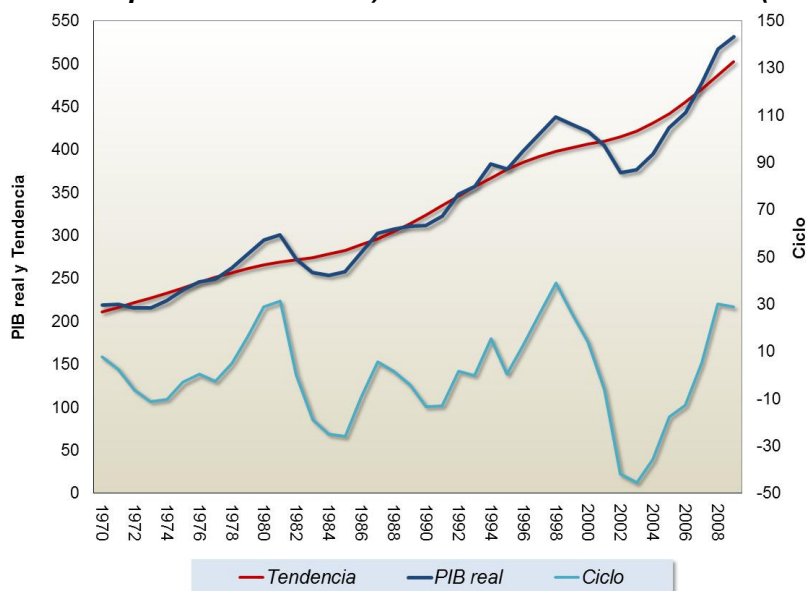
Pese a su elección, resulta adecuado mencionar que el filtro Hodrick-Prescott posee diversas limitaciones. En primer lugar, al tratarse de un mecanismo estadístico, no toma en cuenta los componentes inobservables de la serie, lo que implica que carece de una teoría estadística que lo respalde. De acuerdo a Kamil y Lorenzo (1996), ésto podría alterar la persistencia de las series filtradas, dando lugar a estimaciones poco precisas del ciclo económico. Por su parte, Harvey y Jaeger (1993) sostienen que el uso del filtro Hodrick-Prescott puede indicar comportamientos cíclicos espurios. En segundo lugar, el filtro que se emplea crea un sesgo conocido como *“end point bias”*. Es decir, el último punto estimado posee un impacto que “exagera” la serie de tendencia. Sin embargo, este sesgo se crea sobre la serie de tendencia y en tanto el presente documento se ocupa de las propiedades cíclicas de la serie, este sesgo no sería relevante para el análisis. Por otra parte, produciría un sesgo solamente en los últimos datos de la muestra que contempla 40 años, lo que reduce su impacto.

Por último, la estimación del componente cíclico del producto empleando el filtro Hodrick-Prescott depende del parámetro de suavización λ , lo que

otorga cierto grado de arbitrariedad al análisis. En este trabajo se utiliza un parámetro de suavización $\lambda=100$, puesto que es el que convencionalmente se emplea para el PIB de EE.UU. A modo de apreciar cuánto altera los resultados del análisis la selección del parámetro, se comparan estimaciones del ciclo con valores de λ iguales a 50, 100 y 150, observándose que las mismas no difieren sustancialmente entre sí (ver Anexo. II).

Una vez obtenida la serie \bar{Y} , se calcula la brecha entre PIB potencial -de tendencia- estimado y PIB real observado, que puede apreciarse en el gráfico siguiente.

Gráfico 6.1 Componente tendencial y ciclo del PIB real (miles de millones de pesos constantes). Filtro de Hodrick-Prescott ($\lambda=100$)



Fuente: Elaboración propia en base a BCU

A efectos de detectar, desde un punto de vista estadístico la presencia de asimetría en la reacción fiscal ante distintas fases del ciclo se separa la serie de *output gap* estimada en dos series independientes: *output gap* positivo y *output gap* negativo. Permitiendo también asimetría al interior de las fases expansivas y contractivas del ciclo, cada una de estas series se vuelve a separar, esta vez en las categorías: auge, expansión moderada, recesión leve y recesión severa. En la sección 6.2 se detalla el procedimiento realizado y las características de las series resultantes.

6.1.2. Indicador de la orientación fiscal

En lo que refiere a las series fiscales se emplean datos del consolidado Gobierno Central-BPS (GC), ya que no se encontraron datos disponibles para el Sector Público Global (SPG) ni para el Sector Público No Financiero (SPNF) que abarquen el período de estudio. Tomar el resultado fiscal del SPNF brindaría una idea más global de la dimensión de la política fiscal, en especial porque muchas veces el gobierno emplea otras entidades no pertenecientes al Gobierno Central para instrumentar la recaudación o para realizar política fiscal expansiva. Considerar sólo al GC implica dejar a un lado a las empresas públicas y a los Gobiernos departamentales, entre otros. El caso de las empresas públicas es especialmente relevante, en tanto las tarifas con que se gravan sus

servicios suelen ser empleadas por el gobierno ya sea como mecanismo de recaudación o como instrumento de contención del aumento de precios. Soslayando este punto, cabe aclarar que las cifras oficiales incluyen los aportes que las empresas públicas con superávit realizan al GC y la asistencia de éste a empresas deficitarias.

Empleando series anuales de ingresos y egresos del GC se obtiene el resultado fiscal primario, que resulta de la diferencia de los ingresos y los egresos sin considerar el pago de intereses de deuda. Como se menciona en la sección 5.3, el resultado primario consiste en una medida “precaria” de la orientación fiscal discrecional ya que el mismo se ve afectado por cambios en el ciclo económico.

Una aproximación más cercana a la orientación discrecional de la política fiscal es el cambio en el resultado primario ajustado por ciclo (RPAC). El RPAC ajusta el balance fiscal primario por el efecto que el ciclo macroeconómico tiene sobre las finanzas públicas, neutralizando el efecto de los estabilizadores automáticos. Cambios en el ciclo económico pueden afectar la posición fiscal del GC especialmente del lado de los ingresos y por tanto resulta adecuado, si lo que se pretende es aproximarse a la política fiscal discrecional, depurar el efecto que el ciclo

posee sobre los ingresos²⁰. Esto se realiza deduciendo de los ingresos totales aquellos que se muestran sensibles al ciclo. Por último, el RPAC surge de la diferencia de los ingresos ajustados por ciclo y el gasto primario. La siguiente fórmula explica matemáticamente cómo se arriba a dicha serie.

$$RPAC_t = T_t \cdot \left[1 - \varepsilon \left(\frac{Y_t - \bar{Y}_t}{\bar{Y}_t} \right) \right] - GP_t$$

Siendo:

- * T_t la recaudación en t ,
- * Y y \bar{Y}_t el PIB efectivo y el PIB de tendencia respectivamente,
- * GP_t el gasto público primario
- * ε la elasticidad de largo plazo recaudación-PIB.

De esta manera, si el PIB se encuentra por encima de su nivel de tendencia (*output gap* positivo) entonces el ingreso ajustado por ciclo será inferior al ingreso efectivo y viceversa.

²⁰Los gastos primarios también se ven afectados por el ciclo debido especialmente a las transferencias por seguro de desempleo, sin embargo el efecto de los mismos suele ser pequeño por lo que la elasticidad del gasto al ciclo puede suponerse igual a 0 (FMI, 2009).

Para la construcción de la serie de RPAC se estima la elasticidad de largo plazo de la recaudación respecto al PIB a través de un modelo de Corrección de Errores (VECM por sus siglas en inglés). Como muestra el Anexo. III, la elasticidad de largo plazo de la recaudación ante cambios en el PIB se estima en 1,09. Resulta teóricamente adecuado que la misma sea muy cercana a la unitaria, ya que el PIB constituye gran parte de la base imponible de la recaudación. Estudios empíricos para Uruguay incluso suponen que dicha elasticidad es unitaria para algunas partidas de impuestos (Borchardt, Rial y Sarmiento, 1998). En el Anexo IV se compara la estimación del RPAC empleando la elasticidad estimada a través del VECM y suponiendo elasticidad unitaria, concluyendo que la diferencia es mínima y que la consideración de una u otra no alteraría los resultados.

6.1.3. Nivel de endeudamiento

Debido a que no existe una serie histórica oficial de la deuda del GC que contemple todo el período de estudio se construye una serie para el SPNF empleando datos del IECON para el periodo 1970-1981 y del BCU para los años 1982-2009. Para el período 1970-1981 se cuenta sólo con datos correspondientes a la deuda del Sector Público Global (SPG), de manera que para obtener la deuda del SPNF se supone que la totalidad

de la deuda de ese período corresponde al SPNF. Para los años 1982-2009 se considera los datos para el SPNF publicados por el BCU. De manera de capturar la carga que representa la deuda pública para el país, se expresa el nivel de endeudamiento en términos de producto.

6.2. Análisis estadístico de la series empleadas

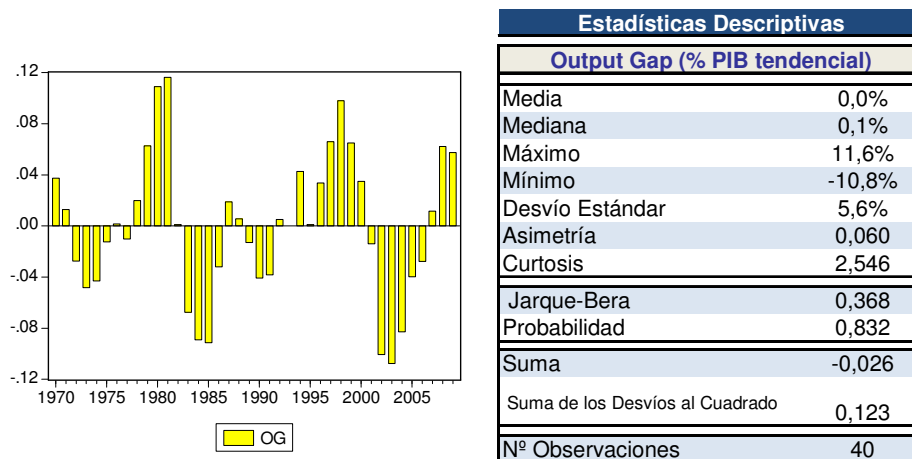
Como paso previo a la conformación del modelo se realiza un estudio estadístico de cada serie en forma independiente. Se comienza con un análisis visual del gráfico de cada serie y las estadísticas descriptivas básicas (media, mediana, varianza, etc.), para luego analizar el orden de integración a través del estudio de funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial y el test de Dickey-Füller Aumentado (prueba la existencia de raíces unitarias). Por último, cabe aclarar que las series son incluidas en el modelo como porcentaje del PIB de modo de minimizar el efecto de la inflación, reduciendo así la volatilidad de las series y con ella la varianza del modelo.

6.2.1. Output gap

Para realizar el estudio de la serie de *output gap* y considerando su posterior inclusión en el modelo, se expresa la serie como porcentaje del PIB tendencial extraído a través del filtro Hodrick-Prescott ($\lambda=100$). Las

principales estadísticas descriptivas de la serie indican que la media de la serie es 0, mientras que su desvío estándar se aproxima a 5,6%.

Cuadro 6.1 Output gap: gráfico y cuadro de estadísticas descriptivas de la serie



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCU

De la inspección visual del gráfico de la serie *output gap* puede sospecharse que la serie es estacionaria y fluctúa alrededor de su media. Esta conclusión se refuerza observando que los coeficientes de la función de autocorrelación y autocorrelación parcial de la serie convergen rápidamente a valores cercanos a cero (Anexo V). Adicionalmente, se realiza el test de Dickey-Füller Aumentado, concluyendo que no existe evidencia estadística suficiente a favor de la presencia de raíces unitarias. El cuadro a continuación muestra que la hipótesis nula (existencia de raíz unitaria) se rechaza.

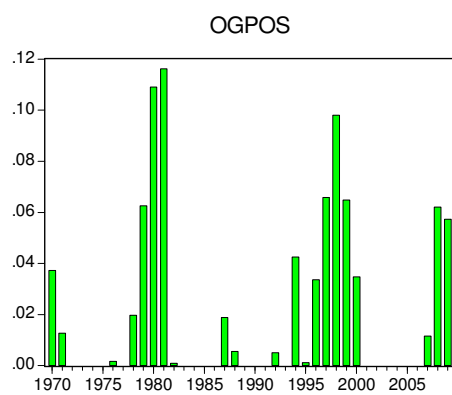
Cuadro 6.2 Test de raíces unitarias para serie Output gap

H0) OG tiene una Raíz Unitaria		
Modelo sin tendencia ni constante		
	t-Estadístico	P-value
	-4,3750	0,0001
Valores críticos del t-Estadístico	1%	-2,6272
	5%	-1,9499
	10%	-1,6115

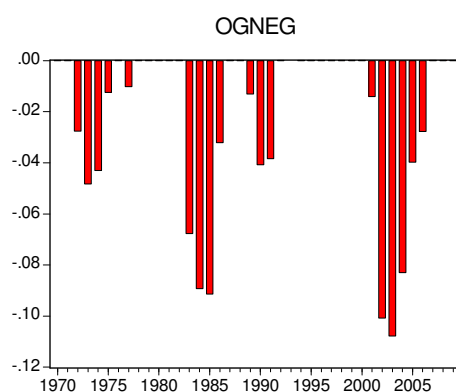
Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCU

Con el objetivo de poner a prueba la existencia de asimetría en la reacción de la política fiscal ante distintos momentos del ciclo, se separa la serie de *output gap* en *output gap* positivo ($OG > 0$) si el PIB efectivo es superior a PIB de tendencia y *output gap* negativo ($OG < 0$) en caso contrario. A continuación se presenta las principales estadísticas descriptivas de cada serie y su análisis gráfico. La media de las series OG positivo es 2,2% y la de OG negativo -2,2%, mientras que el desvío estándar en ambos caso es 3,3%.

Cuadro 6.3 Output gap positivo y negativo: gráficos de las series y estadísticas descriptivas



Estadísticas Descriptivas	
Output Gap Positivo (% PIB)	
Media	2,15%
Mediana	0,10%
Máximo	11,62%
Mínimo	0,00%
Desvío Estándar	3,31%
Asimetría	1,511
Curtosis	4,230
Jarque-Bera	17,749
Probabilidad	0,000
Suma	0,861
Suma de los Desvíos al Cuadrado	0,043
Nº Observaciones	40



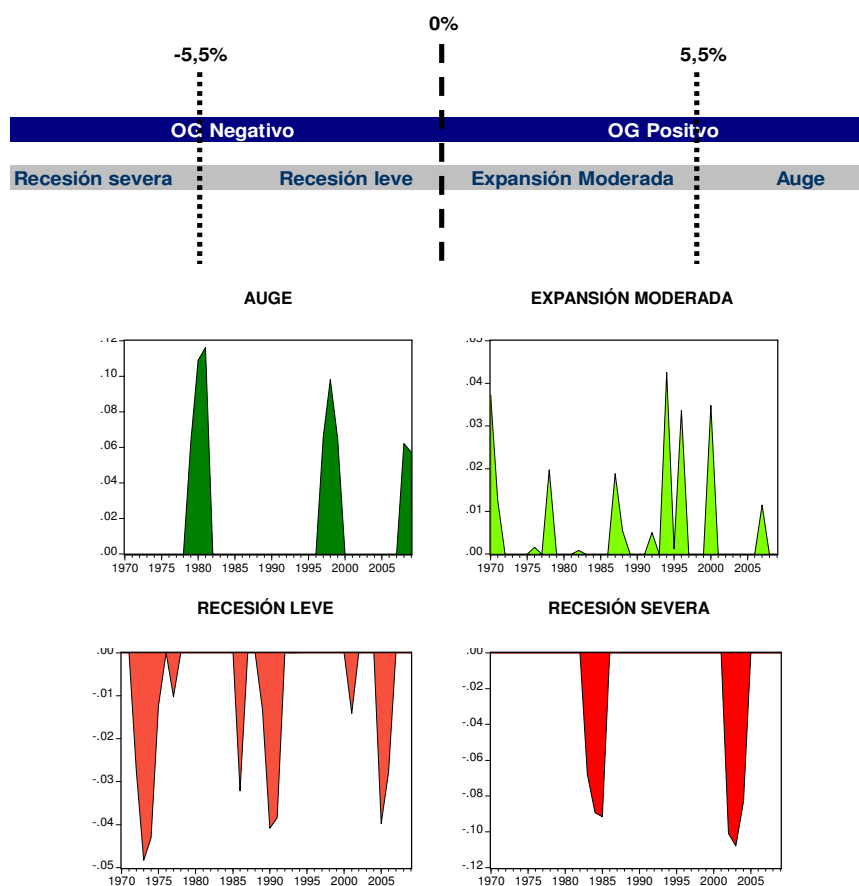
Estadísticas Descriptivas	
Output Gap Negativo (% PIB)	
Media	-2,22%
Mediana	0,0%
Máximo	0,0%
Mínimo	-10,8%
Desvío Estándar	3,28%
Asimetría	-1,372
Curtosis	3,620
Jarque-Bera	13,197
Probabilidad	0,001
Suma	-0,888
Suma de los Desvíos al Cuadrado	0,042
Nº Observaciones	40

Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCU

Se puede dar un paso más en el estudio de la no linealidad de la reacción de la política fiscal discrecional al ciclo permitiendo también que exista asimetría al interior de las fases positivas y negativas. Para la serie de OG positivo se distingue entre “auges”, años en que la variable es superior a la media más un desvío estándar de dicha serie (5,5%) y “expansión moderada”, años en que el OG positivo es inferior a la media más un

desvío estándar. Por su parte, la serie OG negativo se subdivide en “recesiones severas” si los valores de dicha serie son inferiores a la media más un desvío estándar (-5,5%) y “recesiones leves” en caso contrario. Al igual que en la versión anterior, las nuevas series se crearon interrelacionando variables *dummies* con las series de OG positivo y negativo. El siguiente esquema ilustra la división entre las fases del ciclo, mientras que las gráficas reflejan la división realizada.

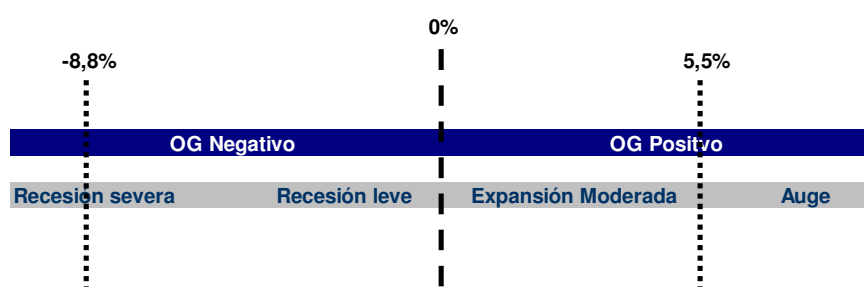
Cuadro 6.4 Ilustración de las distintas sub-fases del ciclo estimadas



Fuente: Elaboración propia en base a BCU

Para analizar con mayor precisión cuál es la reacción de la política fiscal discrecional ante momentos de muy fuerte contracción del nivel de actividad, y así reflejar mejor las particularidades de las crisis en Uruguay se emplea un criterio más estricto para distinguir entre fases de recesión leve y recesión severa. En esta última versión del modelo se considera recesión severa cuando los valores de la serie OG negativo son inferiores a la media más dos desvíos estándar de la serie OG negativo (-8,8%) y recesión leve en caso contrario. El siguiente esquema ilustra el segundo criterio.

Cuadro 6.5 Ilustración de las distintas sub-fases del ciclo estimadas

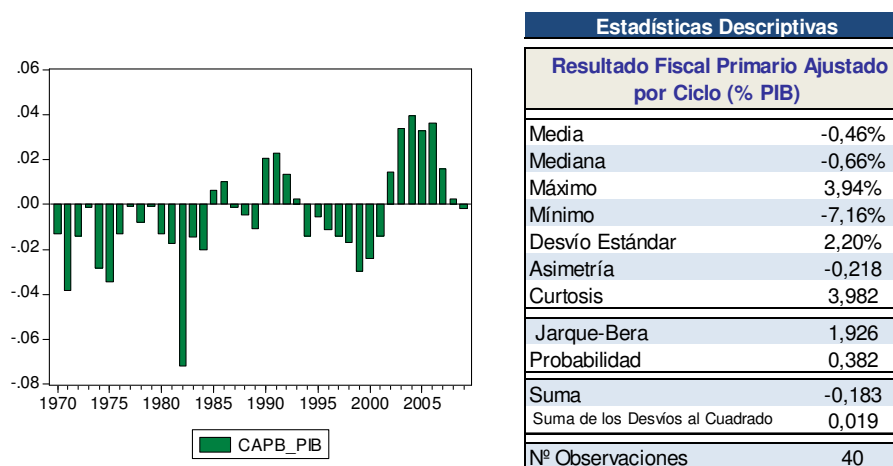


La series que se obtienen de separar la serie original de OG son todas estacionaras de acuerdo a la funciones de autocorrelación y el test de Dickey-Füller Aumentado (Anexo V).

6.2.2. Resultado primario ajustado por ciclo

Una vez obtenida la serie de RPAC mediante la metodología previamente comentada, se expresa dicha serie como porcentaje del PIB nominal efectivo para su posterior inclusión en el modelo. Como se observa en el cuadro adjunto, el RPAC ha sido en promedio levemente negativo en los últimos cuarenta años ya que su media es -0,46%, mientras que su desvío estándar es 2,2%. Realizando un análisis visual del gráfico, se sospecha que dicha serie es estacionaria, lo que se confirma observando que los coeficientes del autocorrelograma convergen rápidamente a valores cercanos a cero (Anexo V) a la vez que el test de Dickey-Füller Aumentado, que se observa en el cuadro 6.7, rechaza la evidencia a favor de la presencia de tendencia estocástica.

Cuadro 6.6 RPAC: gráfico de la serie y estadísticas descriptivas



Fuente: Elaboración en base a datos del BCU

Cuadro 6.7 Test de Dickey-Füller Aumentado para serie de RPAC/PIB

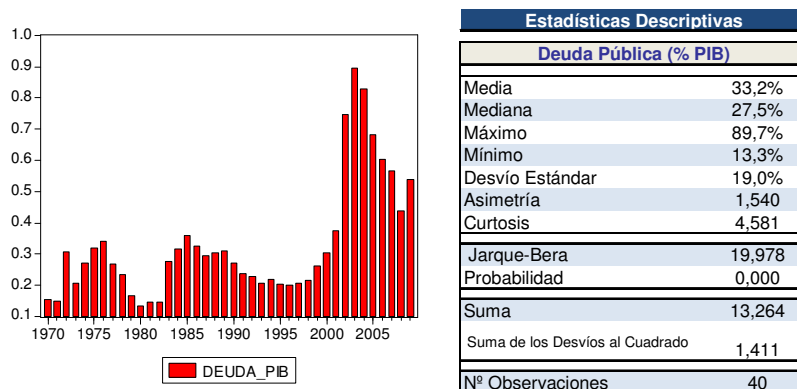
H0) RPAC/PIB tiene una Raíz Unitaria		
Modelo sin tendencia ni constante		
	t-Estadístico	P-value
	-2,9002	0,0048
Valores críticos del t-Estadístico	1%	-2,6256
	5%	-1,9496
	10%	-1,6116

Fuente: Elaboración propia

6.2.3. Ratio Deuda /PIB

Al igual que para la series anteriores se presenta el gráfico de la serie deuda bruta como porcentaje del PIB y sus estadísticas descriptivas para luego estudiar el orden de integración de la serie. La media de la serie del ratio deuda /PIB es 33% y su desvío estándar es 19%.

Cuadro 6.8 Deuda /PIB: gráfico de la serie y estadísticas descriptivas



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCU y IECON

La simple observación del gráfico permite sospechar la presencia de tendencia estocástica. Al observar el correlograma se constata que los coeficientes de autocorrelación tardan muchos períodos en alcanzar valores cercanos a cero y el test de Dickey-Füller Aumentado no rechaza evidencia a favor de la existencia de una raíz unitaria (Anexo V).

Cuadro 6.9 Test de Dickey-Füller Aumentado para el ratio Deuda/PIB

H0) deuda/PIB tiene una Raíz Unitaria			
Modelo sin tendencia ni constante			
		t-Estadístico	P-value
		-0,4310	0,5208
Valores críticos del t-Estadístico	1%	-2,6272	
	5%	-1,9499	
	10%	-1,6115	

Fuente: Elaboración propia

A pesar de la evidencia estadística en favor de la no estacionariedad de la serie, resulta relevante analizar qué implicancias tendría esto desde un plano conceptual y teórico. El hecho de que el ratio deuda/PIB presente una raíz unitaria implica que de ocurrir un *shock* en el momento t , el mismo se exacerbará -en vez de diluirse- en los períodos subsiguientes; en otras palabras no hay reversión a la media (la serie resulta explosiva). Ello implicaría que el gobierno no es solvente y por ende que su política fiscal no es sostenible en el tiempo. Bohn (1998) analiza el ratio deuda/PIB para EE.UU. entre 1916 y 1995, concluyendo que si bien desde un punto de vista estadístico no se rechaza la existencia de una

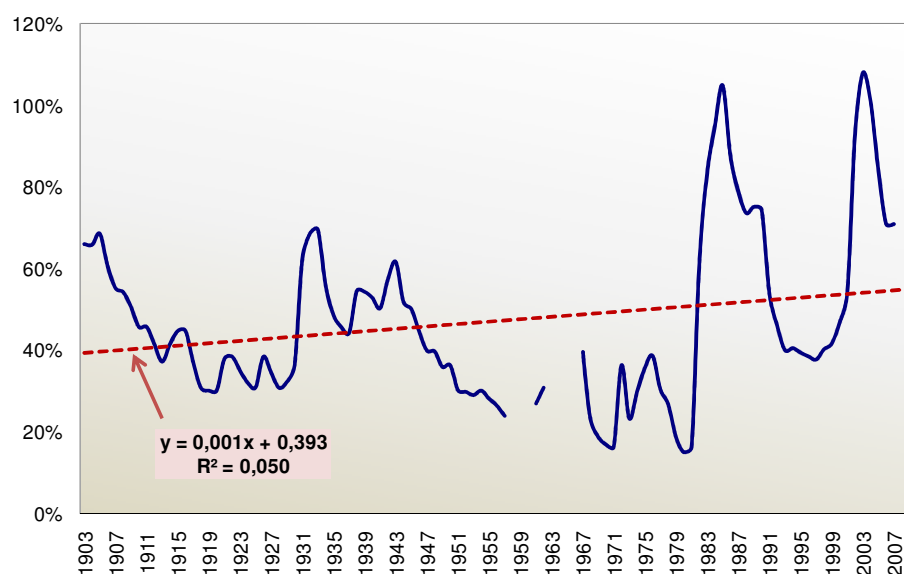
raíz unitaria, hay evidencia de que ante un incremento del ratio, el gobierno toma medidas correctivas en vez de dejarlo crecer indefinidamente. Concretamente, Bohn demuestra que el resultado fiscal primario es función creciente del ratio deuda/PIB (ante un aumento del ratio deuda/PIB, el gobierno responde reduciendo gasto primario o aumentando ingresos) y por lo tanto la política fiscal es sustentable ya que satisface la restricción presupuestal intertemporal. El autor afirma que como el ratio deuda/PIB se encuentra afectado por varios *shocks*, su reversión a la media es difícil de detectar y por ende un análisis de este tipo es más adecuado que el simple estudio univariante de la serie temporal. Cabe destacar que la idea presentada por Bohn en este estudio subyace en todo el desarrollo de funciones de reacción fiscal, siendo soporte conceptual de gran parte de los trabajos presentados en la sección 3.

Al observar la evolución histórica del ratio deuda/PIB en Uruguay se percibe el fuerte impacto que las crisis económicas han tenido sobre dicha variable, en gran parte como consecuencia de las significativas devaluaciones. Como ya fuera mencionado, la deuda pública uruguaya se encuentra mayoritariamente denominada en dólares, por lo que una devaluación de la moneda nacional genera directamente un incremento del ratio deuda/PIB y por ende un aumento de la carga que la deuda implica para el país. Esto se vuelve más relevante si se toma en cuenta

que los episodios de devaluaciones en Uruguay constituyeron maxidevaluaciones no programadas asociadas al abandono forzoso de sistemas basados en alguna variante de tipo de cambio fijo. Más específicamente, los episodios en donde el ratio deuda/PIB crece mucho son las devaluaciones de 1982 y 2002, en los que el tipo de cambio experimenta una devaluación en términos reales de 9,2% y 40% respectivamente si se considera el Índice de Precios al Consumo. Luego del impacto inmediato de estos episodios, la serie tiende a exhibir cierta persistencia.

De esta forma, al considerar sólo el período 1970-2009 el efecto de las dos crisis económicas es muy fuerte y podría semejar la presencia de una raíz unitaria. Si por el contrario se considera un período más largo, el efecto de las crisis se diluye y la probabilidad de que la serie sea no estacionaria se reduce considerablemente. El gráfico a continuación presenta una serie de deuda pública para el período 1903-2009. Si bien la serie se encuentra incompleta (por ello no se empleó en el modelo) refleja que las crisis pasadas constituyen episodios atípicos que podrían volver a la serie integrada de primer orden si se analizan plazos cortos. Incluso, si la series es completada interpolando los datos faltantes y se la somete a un test de Dickey-Füller Aumentado se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria, lo cual reafirma la idea anterior (este ejercicio y sus resultados son presentados en el Anexo. VI).

Gráfico 6.2 Evolución histórica de la deuda pública bruta (% PIB)



Fuente: Elaboración propia en base a datos del IECON y el BCU

A la luz de lo anterior, se opta por incorporar la variable deuda/PIB al modelo en nivel y no en diferencia, aún sabiendo que el test de Dickey-Füller Aumentado no rechaza la presencia de una raíz unitaria y que por ende no es lo más adecuado desde un punto de vista estrictamente econométrico. Siendo consientes de que esto es una limitación del modelo al que se arriba, se prioriza no incurrir en el error conceptual de plantear que las finanzas públicas en Uruguay no son solventes.

Por otra parte, la principal implicancia de incluir una serie integrada de primer orden al modelo es que el mismo pierde la capacidad de proyectar. Una proyección del resultado fiscal empleando el modelo que aquí se

describe no sería consistente con la realidad. Incorporar al modelo la serie deuda/PIB en nivel implica asumir que los *shocks* aleatorios del período t se transmiten en su integridad al período $t+1$ y por tanto que la proyección de la deuda sería explosiva en media y varianza, lo cual puede afectar la proyección del resultado fiscal. En base a esto, resulta relevante aclarar que el modelo pretende brindar una explicación de la realidad y no una proyección del resultado fiscal basado en la deuda.

6.2.4. Análisis de endogeneidad

Como se plantea en la sección 2, las decisiones de política fiscal pueden ser tomadas por el *policy maker* con el objetivo de influir sobre el nivel de actividad, con lo que cambios en el RPAC podrían afectar la trayectoria del OG en el mismo período. De ser así, el modelo planteado podría incurrir en un problema de endogeneidad.

Asimismo, la mayoría de los autores citados en la sección 3.1 reconocieron la posibilidad de que cambios en el indicador fiscal impacten en el *output gap* y en respuesta aplicaron métodos propios de la estimación de datos de panel para resolver el dilema.

De manera de confirmar la presencia de endogeneidad entre el RPAC y el OG, se realiza el test de Causalidad de Granger cuyos resultados se muestran en el Anexo. VII. Respecto a la hipótesis de si el RPAC causa en el sentido de Granger al OG, al realizar el test tomando en cuenta un rezago no se rechaza que el RPAC cause en el sentido de Granger al OG para un nivel de significación de 1%; tampoco se rechaza que el RPAC cause en el sentido de Granger al OG negativo para un nivel de significación de 1%, lo que arroja evidencia en favor de causalidad en el sentido de Granger de RPAC a OG. Asimismo, si se considera dos rezagos, se rechaza que el RPAC cause en el sentido de Granger al OG para un nivel de significación de 5%, sin embargo para una significación de 10% no se rechaza que el RPAC cause en el sentido de Granger al OG negativo.

Respecto a la hipótesis de si OG causa en el sentido de Granger al RPAC, el test de Granger tomando en cuenta un rezago rechaza que el OG no cause en el sentido de Granger al RPAC para un nivel de significación de 1%. De manera similar, se rechaza que OG negativo y OG positivo no causen en el sentido de Granger al RPAC para un nivel de significación de 1%. Los resultados se mantienen si se realiza el test de Granger tomando en cuenta dos rezagos.

Lo dicho anteriormente motiva a que en el presente trabajo se incluyan las variables de ciclo de manera rezagada como variables instrumentales para evitar el potencial problema de endogeneidad entre estas últimas y el RPAC.

6.3. Modelo empírico y principales resultados

En esta sección se presentan los resultados de los modelos estimados. Se opta por hacer un estudio progresivo en el que, paso a paso, se avanza en el grado de no linealidad permitida. Tal como fue mencionado anteriormente, se emplea como variable dependiente al RPAC, indicador de la Política Fiscal Discrecional (PFD). Sin embargo, cabe mencionar que las conclusiones a las que se arriba son similares a las que se obtienen considerando como indicador fiscal al resultado fiscal global o el resultado fiscal primario expresados como porcentaje del PIB²¹.

A continuación se presentan los resultados para las distintas versiones del modelo. Con el objetivo de brindar continuidad al análisis de la reacción de la PFD al ciclo, se opta por presentar primero estos resultados, para

²¹ En el Anexo. VIII se realiza una comparación de las principales características y conclusiones a las que se arriba si se emplean distintos indicadores fiscales como variable dependiente.

luego analizar al final de la sección el papel de las restantes variables explicativas.

6.3.1. Modelo 1: Carácter cíclico de la PFD

Como punto de partida se estima una función de reacción fiscal en la que sólo se refleja el carácter cíclico de la PFD, sin distinguir entre fases del ciclo. Simplemente se prueba cómo el ciclo económico impacta sobre la PFD, siendo este el llamado “modelo canónico”.

$$rpac_t = \alpha_0 + \alpha_1 . rpac_{t-1} + \alpha_2 . d_{t-1} + \eta . og_{t-1} + dummy_{1982} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Siendo:

- *rpac* el resultado primario ajustado por ciclo como porcentaje del PIB
- *d* el ratio deuda bruta/PIB
- *og* el *output gap* como porcentaje del PIB de tendencia.
- *dummy*₁₉₈₂ una variable *dummy* que capta el efecto de la crisis de 1982
- ε_t un ruido blanco

Cuadro 6.10 Estimación del Modelo 1 y sus residuos

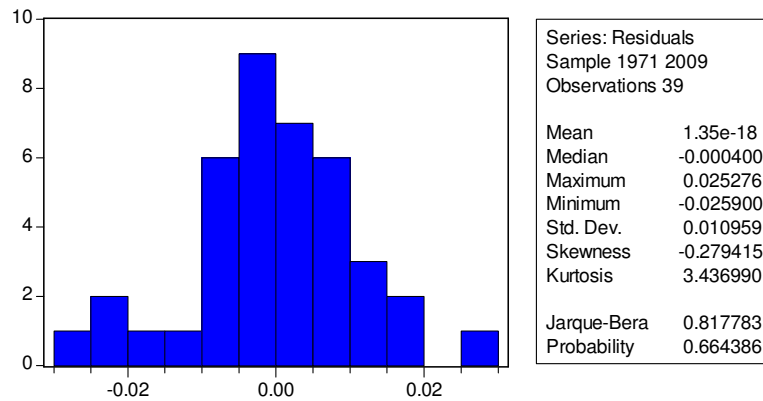
Dependent Variable: RPAC_PIB

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1971 2009

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.017488	0.005528	-3.163666	0.0033
RPAC_PIB(-1)	0.248952	0.113326	2.196775	0.0350
DEUDA_PIB(-1)	0.046967	0.015091	3.112350	0.0037
OG(-1)	-0.080125	0.043824	-1.828324	0.0763
FE=1982	-0.047230	0.012541	-3.765928	0.0006
R-squared	0.756434	Mean dependent var	-0.004363	
Adjusted R-squared	0.727779	S.D. dependent var	0.022205	
S.E. of regression	0.011586	Akaike info criterion	-5.958888	
Sum squared resid	0.004564	Schwarz criterion	-5.745611	
Log likelihood	121.1983	F-statistic	26.39807	
Durbin-Watson stat	1.604332	Prob(F-statistic)	0.000000	



El Modelo 1 encuentra evidencia de que el ciclo económico influye en la PFD con un nivel de significación de 10%. El signo negativo del

coeficiente estimado para η denota un carácter procíclico en la PFD. En otras palabras, el RPAC empeora tras “momentos buenos” y mejora tras “momentos malos”. Si bien este resultado se aleja de lo aconsejado desde un punto de vista teórico, se encuentra en línea con las conclusiones de la mayoría de los trabajos empíricos que han estudiado el carácter cíclico de la política fiscal en los países emergentes y particularmente en Uruguay.

Cabe mencionar que se incluye una variable *dummy* que capta el efecto del año 1982 ya que es un dato fuertemente atípico y de no tratarlo como tal la distribución de los residuos no sería normal, imposibilitando la inferencia estadística. En dicho año, el país sufrió una de las crisis económicas más severas de su historia. Las versiones posteriores del modelo, donde se separa en fases del ciclo, no incorporan la *dummy* 1982 ya que la propia metodología de considerar las distintas fases del ciclo por separado tiene un efecto semejante al de tratar por datos atípicos.

6.3.2. Modelo 2: distinción entre momentos positivos y negativos del *output gap*

Una vez concluido que el ciclo económico influye en la orientación de la PFD, cabe preguntarse si dicha influencia es la misma ante fases positivas y fases negativas del ciclo, la cual es la pregunta central del trabajo. Para ello se incorporan dos variables explicativas vinculadas al

ciclo: una que capta la reacción de la PFD ante fases positivas del ciclo (OG>0) y otra que capta su reacción ante fases negativas (OG<0). Metodológicamente, se emplea como herramienta para separar el ciclo una variable *dummy* que adopta el valor uno cuando el OG es positivo y cero cuando es negativo. Luego se interrelaciona la serie de OG con la *dummy* **d** para obtener la serie de OG positivo y con **(1-d)** para obtener la serie OG negativo. A continuación se presenta esta versión del modelo y sus principales resultados.

$$rpac_t = \alpha_0 + \alpha_1.rpac_{t-1} + \alpha_2.d_{t-1} + \eta^p.ogpos_{t-1} + \eta^n.ogneg_{t-1} + \varepsilon_t$$

(2)

Siendo:

- η^p es la reacción de la política fiscal discrecional ante momentos positivos del ciclo
- η^n es la reacción de la política fiscal discrecional ante momentos negativos del ciclo

Cuadro 6.11 Estimación del Modelo 2 y sus residuos

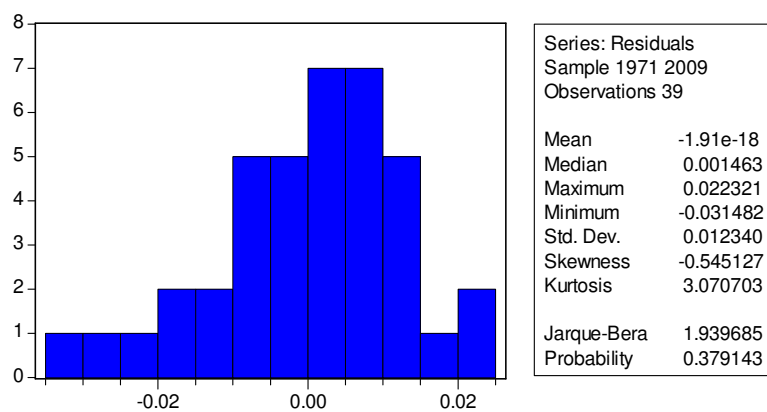
Dependent Variable: RPAC_PIB

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1971 2009

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.015506	0.006360	-2.438188	0.0201
RPAC_PIB(-1)	0.243104	0.127590	1.905360	0.0652
DEUDA_PIB(-1)	0.053904	0.017581	3.066121	0.0042
OGPOS(-1)	-0.242182	0.071989	-3.364127	0.0019
OGNEG(-1)	0.014008	0.087006	0.161002	0.8730
R-squared	0.691172	Mean dependent var	-0.004363	
Adjusted R-squared	0.654840	S.D. dependent var	0.022205	
S.E. of regresión	0.013046	Akaike info criterion	-5.721494	
Sum squared resid	0.005787	Schwarz criterion	-5.508217	
Log likelihood	116.5691	F-statistic	19.02344	
Durbin-Watson stat	1.984116	Prob(F-statistic)	0.000000	



El modelo encuentra evidencia de que la reacción de la PFD ante momentos positivos y negativos del ciclo no es la misma, verificándose la hipótesis de asimetría. Al observar los signos de los coeficientes estimados se concluye que tras momentos positivos del ciclo, el RPAC se deteriora significativamente. Luego de momentos negativos, el RPAC también se deteriora aunque el coeficiente no es estadísticamente significativo.²² En otras palabras, la PFD es significativamente procíclica luego de fases positivas, pero acíclica o levemente contracíclica luego de fases negativas. Al comparar los valores absolutos de los coeficientes estimados se observa que la PFD reacciona con mayor intensidad tras expansiones que tras contracciones.

Para probar la existencia de asimetría resulta relevante que los coeficientes estimados para cada fase del ciclo sean estadísticamente diferentes entre sí. A tales efectos, se emplea el test de Wald que somete a prueba la hipótesis de que los coeficientes son estadísticamente iguales. Como se puede ver en el cuadro a continuación, el test de Wald rechaza la hipótesis nula con un nivel de significación cercano al 5%.

²² Un OG negativo en t-1 impacta en forma negativa en el RPAC, ya que el coeficiente es positivo y el valor de la variable OG negativo es por construcción negativo.

Cuadro 6.12 Test de Wald: OG positivo – OG negativo

Wald Test:

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	4.000383	(1, 34)	0.0535
Chi-square	4.000383	1	0.0455

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(4) - C(5)	-0.256190	0.128089

Restrictions are linear in coefficients.

6.3.3. Modelo 3: Distinción entre auge, expansión moderada, recesión leve y recesión severa – Criterio I

En esta versión del modelo se da un paso más en el estudio de la no linealidad de la reacción de la PFD al ciclo, permitiendo que exista también asimetría al interior de las fases positivas y negativas. Se distinguen cuatro sub-fases: auge, expansión moderada, recesión severa y recesión leve. Como fue mencionado en la sección anterior, se emplea como primer criterio de clasificación la media más un desvío estándar. A continuación se presenta el modelo estimado y sus principales resultados.

$$\begin{aligned} rpac_t = & \alpha_0 + \alpha_1.rpac_{t-1} + \alpha_2.d_{t-1} + \eta_A^p.auge_{t-1} + \eta_M^p.exp\ mod_{t-1} + \\ & + \eta_L^n.recleve_{t-1} + \eta_S^n.recsevera_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

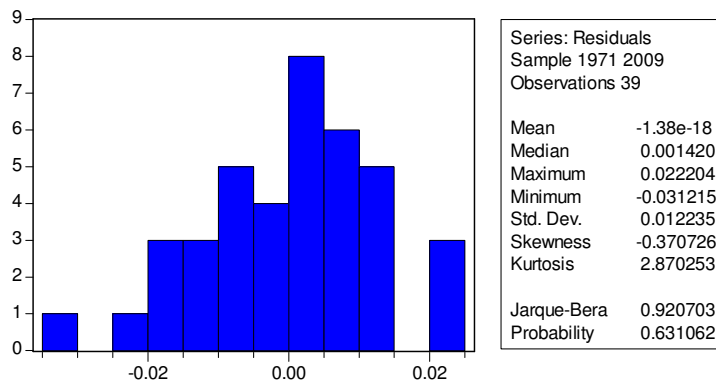
Siendo:

- * η_A^p la reacción de la PFD ante auges
- * η_M^p la reacción de la PFD ante expansiones moderadas
- * η_L^n la reacción de la PFD ante recesiones leves
- * η_S^n la reacción de la PFD ante recesiones severas

Cuadro 6.13 Estimaciones del Modelo 3 y sus residuos

Dependent Variable: RPAC_PIB
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 1971 2009
 Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.012114	0.007994	-1.515339	0.1395
RPAC_PIB(-1)	0.276199	0.138236	1.998022	0.0543
DEUDA_PIB(-1)	0.049638	0.018897	2.626807	0.0131
AUGE(-1)	-0.263446	0.078970	-3.336037	0.0022
EXPANSION MOD(-1)	-0.322756	0.224551	-1.437337	0.1603
RECES LEVE(-1)	0.136082	0.186627	0.729162	0.4712
RECES SEVERA(-1)	0.012357	0.092437	0.133678	0.8945
R-squared	0.696423	Mean dependent var	-0.004363	
Adjusted R-squared	0.639503	S.D. dependent var	0.022205	
S.E. of regression	0.013332	Akaike info criterion	-5.636079	
Sum squared resid	0.005688	Schwarz criterion	-5.337491	
Log likelihood	116.9035	F-statistic	12.23499	
Durban-Watson stat	2.097366	Prob(F-statistic)	0.000000	



Los resultados a los que se arriba se encuentran en línea con las versiones anteriores del modelo. En primer lugar, los coeficientes estimados para las variables vinculadas al ciclo reflejan una reacción procíclica de la PFD tras momentos de OG positivo, pero levemente contracíclica o incluso acíclica luego de momentos de OG negativo.

Al observar la reacción al interior de la fase positiva del ciclo, se concluye que si bien la PFD es siempre procíclica, la misma reacciona con mayor intensidad tras períodos de expansión moderada que tras períodos de auge. Una explicación puede deberse a que resulta políticamente más viable llevar adelante una PFD procíclica en momentos de expansión moderada, en momentos de crecimiento excepcionalmente fuerte los *policy makers* podrían verse presionados a reducir el grado de prociclicidad de la PFD, aunque no lo suficiente como para adoptar una política contracíclica.

Por su parte, en momentos de OG negativo la PFD se presenta levemente contracíclica o incluso acíclica dado que los coeficientes no son significativos. Al comparar la reacción tras momentos de recesión leve y momentos de recesión severa se concluye que la misma es más intensa y significativa en los primeros. Esto puede estar relacionado a las características de las recesiones fuertes en Uruguay. Puesto que las

mismas han sido muy severas, surgen factores que presionan a controlar las cuentas públicas como restricciones de acceso al crédito internacional, presiones de organismos multilaterales, etc. Lo anterior se observa con mayor claridad en la siguiente versión del modelo en el que se aísla los momentos de mayor contracción económica.

Adicionalmente, se somete a los coeficientes estimados al test de Wald para testear si son estadísticamente diferentes entre sí. En los cuadros siguientes se refleja que los coeficientes estimados para auge y recesión severa y para expansión moderada y recesión leve son estadísticamente diferentes con un nivel de significación del 10% y 20% respectivamente.

Cuadro 6.14 Test de Wald: Auge - Recesión Severa

Wald Test:

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.941996	(1, 32)	0.0960
Chi-square	2.941996	1	0.0863

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(4) - C(6)	-0.399528	0.232930

Restrictions are linear in coefficients.

Cuadro 6.15 Test de Wald: Expansión Moderada - Recesión leve

Wald Test:

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1.684371	(1, 32)	0.2036
Chi-square	1.684371	1	0.1943

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(5) - C(6)	-0.458837	0.353541

Restrictions are linear in coefficients.

6.3.4. Modelo 4: Distinción entre auge, expansión moderada, recesión leve y recesión severa - Criterio II

Para analizar con mayor precisión cuál es la reacción de la política fiscal discrecional ante momentos de muy fuerte contracción del nivel de actividad, y así reflejar mejor las particularidades de las crisis en Uruguay se repite el análisis anterior pero con un umbral más estricto para distinguir entre recesión leve y recesión severa. En esta última versión se considera recesión severa cuando el OG negativo es inferior a la media más dos desvíos estándar y recesión leve en caso contrario. La categorización entre auges y expansiones moderadas se mantiene incambiada.

Cuadro 6.16 Resultados del Modelo 4 y sus residuos

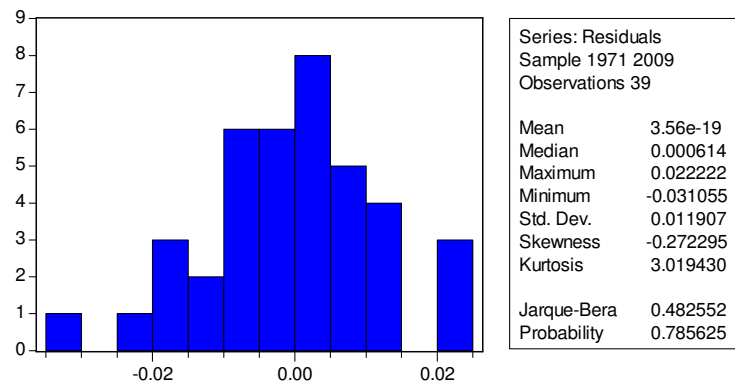
Dependent Variable: RPAC_PIB

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1971 2009

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.008830	0.007769	-1.136462	0.2642
RPAC_PIB(-1)	0.292865	0.131149	2.233064	0.0327
DEUDA_PIB(-1)	0.043048	0.018875	2.280734	0.0294
AUGE(-1)	-0.282424	0.076231	-3.704817	0.0008
EXPANSION MOD(-1)	-0.372788	0.215995	-1.725910	0.0940
RECES LEVE(-1)	0.198834	0.148849	1.335817	0.1910
RECES SEVERA(-1)	-0.020411	0.092974	-0.219538	0.8276
R-squared	0.712446	Mean dependent var		-0.004363
Adjusted R-squared	0.658530	S.D. dependent var		0.022205
S.E. of regression	0.012976	Akaike info criterion		-5.690303
Sum squared resid	0.005388	Schwarz criterion		-5.391715
Log likelihood	117.9609	F-statistic		13.21391
Durbin-Watson stat	2.077205	Prob(F-statistic)		0.000000



Para los momentos positivos, las conclusiones no cambian: el modelo continúa reflejando prociclicidad en la PFD y una reacción más intensa tras momentos de expansión moderada que tras momentos de auge. Para los momentos negativos hay ciertos cambios que en esencia refuerzan las conclusiones de la versión anterior. Por un lado, se torna más significativa la conclusión de deterioro en las finanzas públicas tras una recesión leve (PFD contracíclica) y por otro el signo del coeficiente estimado para recesión severa se vuelve negativo, aunque sigue siendo no significativo. Esto último implica que tras fuertes contracciones económicas la PFD reacciona poco y con una leve inclinación procíclica.

Por último, en esta versión del modelo las conclusiones del test de Wald se tornan más significativas. Más específicamente, se rechaza la hipótesis nula de coeficientes iguales con un nivel de significación cercano al 5%

tanto al comparar los coeficientes de auge y recesión severa como los de expansión moderada y recesión leve.

Cuadro 6.17 Test de Wald: Auge - Recesión Severa

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	4.066240	(1, 32)	0.0522
Chi-square	4.066240	1	0.0437

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(4) - C(7)	-0.262012	0.129935

Restrictions are linear in coefficients.

Cuadro 6.18 Test de Wald: Expansión Moderada - Recesión leve

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.316473	(1, 32)	0.0780
Chi-square	3.316473	1	0.0686

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
------------------------------	-------	-----------

C(5) - C(6)	-0.571623	0.313886
-------------	-----------	----------

Restrictions are linear in coefficients.

6.3.5. Variables explicativas no vinculadas al ciclo

Además del ciclo económico se consideran como variables explicativas del RPAC a la variable rezagada y al ratio deuda/PIB rezagado. Se incluye también una constante que capta el componente de largo plazo de la dinámica de la variable dependiente y a su vez mejora las propiedades estadísticas del modelo. En todas las versiones del modelo, los valores estimados para la constante y para los coeficientes de las variables no vinculadas al ciclo son prácticamente iguales, así como su significación.

El coeficiente estimado para la variable rezagada es siempre significativo, de signo positivo y menor que la unidad. Esto implica que parte del ajuste del RPAC se transmite al período siguiente, reflejando una reversión a la media.

El coeficiente estimado para el ratio deuda/PIB rezagado es siempre significativo, positivo y muy inferior a la unidad, lo cual se encuentra en línea con lo esperado desde un punto de vista teórico para la evaluación

de la sostenibilidad de la política fiscal. Tras un aumento del ratio deuda/PIB el RPAC mejora, lo que implica que el gobierno busca crear los superávits fiscales primarios necesarios para hacer frente al mayor peso de la deuda. En caso contrario, ante una caída del ratio deuda/PIB el RPAC se deteriora ya que al hacerse más leve la carga de la deuda hay más espacio fiscal para el incremento del gasto primario. Este resultado cumple el criterio de solvencia establecido por Bohn (1998) mencionado anteriormente, y refuerza las conclusiones sobre el ratio deuda-PIB discutidas en la sección 6.2.3.

Finalmente, la constante refleja el RPAC de largo plazo, ya que captura el promedio de la variable dependiente una vez que todas las variables explicativas permanecen constantes. La constante es en todos los modelos negativa, lo que denota la existencia de cierto déficit estructural. La significación de la constante disminuye a medida que se separa en fases el ciclo, pero de todas maneras se opta por mantenerla en el modelo tanto por su interpretación teórica como por su implicancia desde un punto de vista estadístico. En este último aspecto, su no significación implica que este resultado estructural no es significativamente distinto de cero.

Cabe mencionar que la política fiscal no reacciona contemplando únicamente el ciclo del producto o el nivel de endeudamiento, en especial en los países de América Latina en donde el gobierno muchas veces emplea la política fiscal como herramienta redistributiva. La omisión de variables relevantes podría ocasionar problemas de autocorrelación en los residuos, ya que aquellas variables que no son capturadas por el modelo quedan atrapadas en los residuos. Empero, el valor del Durbin-Watson permite rechazar la existencia de autocorrelación en los residuos.

En último lugar, algunas variables explicativas podrían estar correlacionadas, creando un problema de colinealidad. Por ejemplo, la deuda podría correlacionarse con el ciclo del PIB, en tanto las crisis significativas que ocasionan severas contracciones en el OG suelen ser acompañadas por un crecimiento abrupto de la deuda como porcentaje del PIB. Este problema podría ocasionar coeficientes no significativos en alguno de los parámetros. En aras de comprobar en qué grado esto podría invalidar las conclusiones del modelo, se reestimó la última versión del modelo sin considerar como variable explicativa al ratio deuda/PIB (Anexo. IX). La significación del parámetro correspondiente a recesiones severas mejora considerablemente, volviendo el parámetro significativo al 15%. De todas formas, se observa que las conclusiones del modelo permanecen incambiables; los signos de los coeficientes se mantienen para las variables vinculadas al OG y el valor de los mismos es similar

salvo en el caso de recesiones severas en donde el signo es igual pero el valor es un tanto superior. Por otro lado, el poder explicativo del modelo empeora al quitar la deuda/PIB, ya que se obtienen peores valores de suma de residuos al cuadrado, R^2 ajustado, Akaike y Schwarz.

6.3.6. Síntesis de los modelos estimados

En síntesis, se encuentra evidencia empírica de que el ciclo económico es una variable significativa en la determinación de la PFD y que la misma posee una orientación procíclica. Respecto a la pregunta central del trabajo acerca de si la política fiscal discrecional reacciona en forma asimétrica ante fases diferentes del ciclo, los modelos arrojan evidencia a favor de dicha hipótesis de asimetría. Concretamente, la PFD en Uruguay es significativamente procíclica luego de momentos positivos y acíclica o levemente contracíclica luego de momentos negativos. Se observa que la PFD reacciona con mayor intensidad tras momentos positivos del ciclo que tras momentos negativos.

Estos resultados se encuentran en línea con la evidencia empírica internacional que sostiene que la PFD ante fases positivas del ciclo reacciona de manera procíclica y con mayor intensidad que ante fases negativas. Respecto a la evidencia para Uruguay, realizada por Mailhos y Sosa (1998) se coincide con la prociclicidad en fases positivas, pero no en

la evidencia de asimetría entre distintas fases del ciclo. Sin embargo, existen diferencias entre ambos trabajos en lo que refiere a la aproximación metodológica y el período de estudio²³.

Al ampliar la posibilidad de asimetría separando también al interior de las fases positivas y negativas del ciclo se reafirman las conclusiones anteriores y se concluye que tras fases positivas la PFD reacciona en forma procíclica, mostrando mayor intensidad tras períodos de expansión moderada que tras períodos de auge. En fases negativas, se concluye que la PFD reacciona más intensamente ante recesiones leves que severas, pero siempre es menos intensa que ante fases positivas. Adoptando un umbral estricto para considerar las recesiones severas, se concluye que la reacción de la PFD es contracíclica tras una recesión leve pero acíclica o levemente procíclica luego de una recesión severa. Esto último, también se encuentra en línea con trabajos como el de Gavin y Perotti (1997) y Manasse (2006) que reconocen una mejora en las cuentas fiscales en economías emergentes tras episodios de fuerte contracción económica.

²³ La metodología empleada para medir la asimetría de uno y otro trabajo es diferente, el criterio para clasificar fases positivas y negativas del ciclo es distinto, Mailhos y Sosa no consideran la deuda como variable explicativa y su período de estudio no alcanza la crisis de 2002 ni el auge subsiguiente.

A continuación se presenta un cuadro que resume los principales resultados de cada uno de los modelos, así como los test de Wald que permiten detectar la presencia de asimetría entre distintas fases del ciclo.

Cuadro 6.19 Resumen de los resultados arribados

Variable dependiente	RPAC			
Período	1970-2009			
Nº Observaciones	39			
Variable explicativa	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Constante	-0,017 (0,005)	-0,015 (0,006)	-0,012 (0,007)	-0,008 (0,007)
RPAC (-1)	0,248 (0,113)	0,243 (0,127)	0,276 (0,138)	0,292 (0,131)
Deuda (-1)	0,046 (0,015)	0,053 (0,017)	0,049 (0,018)	0,043 (0,018)
OG (-1)	-0,08 (0,04)			
OGPOS (-1)		-0,242 (0,071)		
OGNEG (-1)		0,014 (0,087)		
Auge (-1)			-0,263 (0,078)	-0,282 (0,076)
Exp. Mod (-1)			-0,322 (0,224)	-0,372 (0,215)
Rec. Leve (-1)			0,136 (0,186)	0,198 (0,148)
Rec. Severa (-1)			0,012 (0,092)	-0,02 (0,092)
R cuadrado	0,75	0,69	0,69	0,71
Test de Wald				
Hipótesis nula	p-value (Estadístico F)			
OG neg=OG pos	0,05			
Auge=Rec. Severa			0,09	0,05
Exp. Mod=Rec. Leve			0,20	0,07

Nota: Entre paréntesis los desvíos estándar

Este comportamiento asimétrico que se observa en la reacción de la política fiscal discrecional uruguaya ante diferentes fases del ciclo posee consecuencias sobre varios ámbitos de la economía. Quizá una de las más relevantes sea el efecto que posee en largo plazo sobre el nivel de endeudamiento, lo cual se estudia en detalle en la sección siguiente.

7. Implicancias de la asimetría sobre el nivel de endeudamiento

Entre las principales implicancias de una respuesta asimétrica de la política fiscal al ciclo se destaca el impacto sobre el nivel de endeudamiento. En términos generales, la existencia de asimetría implica que los déficit fiscales generados en ciertas fases del ciclo no son compensados por superávit fiscales equivalentes durante las fases del ciclo contrarias. Esto genera una brecha que ha de ser financiada, al menos en parte con deuda. Concretamente, un comportamiento como el que reflejan los modelos de la sección anterior, en el que el RPAC se deteriora significativamente en fases positivas (orientación procíclica) pero posee una leve reacción en fases negativas, podría derivar en el largo plazo en un sesgo deficitario que debe ser parcialmente financiado con deuda. De esta forma, la respuesta asimétrica de la política fiscal al ciclo no sólo presenta un problema si se pretende estabilizar el producto, sino que además deriva en problemas de largo plazo al crear endeudamiento adicional.

Considerando lo dicho, las medidas de estímulo fiscal deben ser analizadas en función de sus costos económicos y sobre todo de su sostenibilidad temporal. La realidad actual brinda un claro ejemplo de ello,

ya que la agresividad de las medidas fiscales expansivas puestas en marcha en las economías desarrolladas ha elevado los niveles de déficit fiscal y deuda pública hasta máximos históricos. En muchos casos como Grecia, Portugal, Irlanda, España, e incluso EEUU o el Reino Unido, se ha dudado acerca de la sostenibilidad de la política fiscal debido al fuerte endeudamiento asumido.

¿Qué significa que la política fiscal se encuentre en una senda de insostenibilidad? Horne (1991) plantea que la política fiscal de un gobierno es sostenible si éste último es capaz de mantener indefinidamente sus políticas presupuestarias. En otras palabras, la política fiscal de un gobierno es sostenible si satisface la condición de solvencia sin necesidad de un ajuste significativo en la trayectoria planeada de ingresos y egresos futuros, dado el costo de financiamiento. El reconocimiento de insostenibilidad de la política fiscal en muchas economías desarrolladas ha conducido a realizar el análisis acerca de los costos y beneficios de la política fiscal vinculando las propiedades de la misma en el corto plazo con su capacidad de ser sostenible en el tiempo.

Asimismo, el excesivo endeudamiento puede acarrear consecuencias no deseadas sobre el crecimiento económico. Reinhart (2010) investiga que en las economías desarrolladas niveles de endeudamiento superiores a

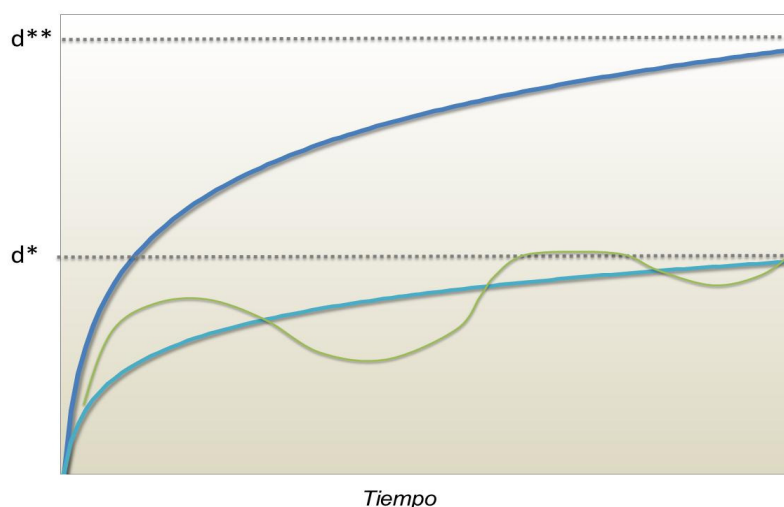
90% del producto coinciden con caídas de 1% en la mediana de la tasa de crecimiento y con reducciones de 50% en la tasa de crecimiento promedio. En el caso de las economías emergentes, se realiza un ejercicio similar pero considerando la deuda externa y se concluye que ratios de deuda externa/PIB cercanos a 60% coinciden con tasas de crecimiento 2% más bajo que el promedio para cada país.

A pesar de la importancia de este tema, son pocos los autores que analizaron las implicancias de largo plazo de la asimetría en la reacción de la política fiscal al ciclo. Por lo tanto, se considera relevante dedicar la presente sección al estudio conceptual y empírico de esta tema, concluyendo el análisis con un ejercicio que aproxima el impacto que la asimetría ha tenido sobre el nivel de deuda en Uruguay empleando los resultados obtenidos en la sección 6.

7.1. Marco conceptual para el estudio del impacto de la asimetría sobre la deuda

Balassone y Francese (2004) explican el impacto que la estudiada asimetría podría tener sobre la deuda a través del siguiente gráfico.

Gráfico 7.1 Deuda bruta con y sin simetría en la política fiscal



Fuente: Balassone y Francese (2004)

La línea celeste muestra la trayectoria del ratio deuda/PIB (d_t) bajo el supuesto de política fiscal acíclica. En tanto esta última no reacciona ante el ciclo, la trayectoria de la deuda permanece gobernada por factores de largo plazo. Es decir, $\eta^P = \eta^n = 0$ por lo que $rf_t^c = 0$ y $rf_t = rf^e$ y d_t converge gradualmente al nivel óptimo de largo plazo (d^*).

La línea verde indica cuál sería la trayectoria de la deuda si la política fiscal reacciona ante el ciclo de manera simétrica $\eta^P = \eta^n \neq 0$ ²⁴. Si se supone prociclicidad, entonces ante una perturbación positiva sobre el

²⁴ A modo de simplificar la explicación se supuso que el ciclo económico es simétrico.

nivel de actividad, el OG se torna positivo y el resultado fiscal se deteriora aumentando así el endeudamiento (gráficamente la línea verde se encuentra por encima de la celeste). Luego con el advenimiento de la fase contractiva del ciclo, el resultado fiscal mejora y con él disminuye el nivel de endeudamiento. Como la política fiscal reacciona con la misma intensidad ante perturbaciones negativas y positivas, la posición fiscal perdida en fases positivas se recupera totalmente en fases negativas. Se recuerda que las innovaciones poseen una media 0 y una varianza constante, por lo que el ciclo permite que los déficit fiscales se compensen con los superávits y por tanto la deuda converja a su nivel de largo plazo. Si la reacción al ciclo es simétrica, aún llevando a cabo una política fiscal procíclica -que no es lo recomendado desde un punto de vista teórico- no habría efectos distorsivos sobre la deuda en el largo plazo. El mismo razonamiento se puede aplicar para una situación contracíclica.

Finalmente, la línea azul refleja la trayectoria del ratio deuda/PIB cuando la política fiscal reacciona en forma asimétrica ante las distintas fases del ciclo ($\eta^P \neq \eta^n$). Por ejemplo, ante un caso similar al planteado en las estimaciones de la sección 6, en donde $\eta^P < 0$ y $\eta^n = 0$, ante un *shock* positivo en el nivel de actividad, el déficit fiscal aumenta y crece el endeudamiento, pero luego en la fase negativa el déficit fiscal no

reacciona. En tanto la respuesta no es simétrica, el déficit fiscal generado en la fase positiva del ciclo no es compensado con un incremento equivalente del resultado fiscal en fases negativas. El comportamiento anterior deriva en que la deuda permanezca en su nuevo nivel, mayor al observado en el momento inicial. De esta forma el nivel del ratio deuda/PIB de equilibrio pasa a ser superior al óptimo ($d^{**} > d^*$).

A efectos de capturar desde un punto de vista empírico lo expresado gráficamente, se adapta la metodología planteada por Balassone y Francese (2004) para realizar un ejercicio que permite aproximar el impacto de la asimetría en el nivel de deuda uruguayo. Concretamente, se pretende estimar y comparar la serie de deuda que se obtiene si se permite que la política fiscal reaccione en forma asimétrica con la que se obtendría si la respuesta al ciclo fuese simétrica. Para la estimación de ambas series de deuda se parte de la siguiente dinámica.²⁵

$$d_t = \frac{d_{t-1}}{(1 + y_t)} - rf_t$$

²⁵ Balassone y Francese (2004) incluyen en la ecuación de dinámica de deuda otro término denominado “ajuste flujo-stock”. Dicho término explica porqué los déficit nominales no siempre coinciden con aumentos de la deuda nominal al captar diferencias en las definiciones de ambas variables (transacciones relevantes y criterios de valuación).

Siendo d_t la deuda del período t como porcentaje del PIB
 rf_t el resultado fiscal del período t como porcentaje del PIB
 y_t la tasa de crecimiento nominal del PIB

La misma puede reescribirse descomponiendo el resultado fiscal en resultado fiscal primario e intereses de deuda.

$$d_t = \frac{d_{t-1}}{(1 + y_t)} - (rfp_t - i_t)$$

Siendo: rfp_t el resultado fiscal primario del período t como porcentaje del PIB
 i_t los intereses de deuda como porcentaje del PIB

De las ecuaciones anteriores, se desprende que la deuda del período t equivale a la deuda del período anterior descontada por el pago de la misma a través del crecimiento del PIB menos el resultado fiscal generado en el periodo t. Por simplicidad se supone que no se emplean otras formas de financiamiento del déficit, como ser el *senioriage*, el uso de reservas y el impuesto inflacionario.

7.2. Ejercicio para el caso uruguayo

A continuación se realiza un ejercicio con el objetivo de aproximar el impacto que la asimetría encontrada en la sección 6 ha tenido sobre el nivel de endeudamiento en Uruguay²⁶.

Empleando las estimaciones del Modelo 4, planteado en la sección anterior, se estiman dos series de resultado fiscal primario ajustado por ciclo del GC: una permitiendo la existencia de asimetría y otra suponiendo simetría. Puesto que la ecuación de dinámica de deuda se expresa a través del resultado fiscal primario (RFP), las series se reajustan por ciclo obteniendo series de RFP con y sin asimetría. Luego, cada una de estas series se sustituye en la ecuación de dinámica de deuda anterior para llegar a series de deuda de GC con y sin asimetría. De la diferencia entre los valores de dichas series para cada año se concluye acerca del impacto de la asimetría sobre el nivel de endeudamiento.

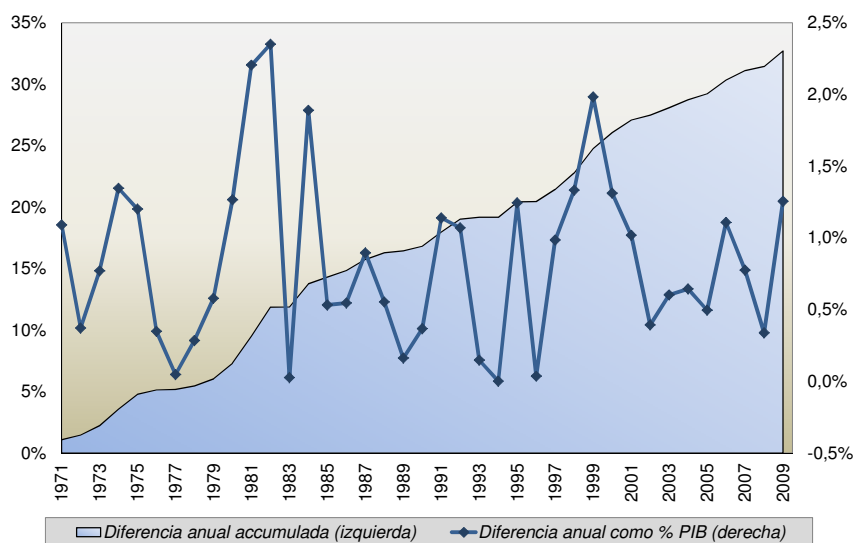
Para la estimación de la series de RPAC con asimetría se utiliza directamente la variable dependiente estimada en el Modelo 4, puesto

²⁶ La cuantificación precisa del impacto que la existencia de asimetría ha tenido en el nivel de endeudamiento uruguayo excede los límites del presente trabajo, especialmente por la falta de datos históricos para el sector público global. En esta sección simplemente se intenta hacer un ejercicio ilustrativo.

que es el modelo que explica la reacción de la PFD ante el ciclo con mayor grado de detalle. Por su parte, para la estimación de la serie sin asimetría se supone que la política fiscal siempre reacciona del mismo modo, según el coeficiente estimado para el OG rezagado en el Modelo 1 (“modelo canónico”) en el que no se distingue entre fases positivas y negativas del ciclo. En el Anexo. X se presentan los resultados del análisis pero estimando la serie de RPAC sin asimetría bajo el supuesto de que la PFD es acíclica ($\eta^P = \eta^n = 0$). Los resultados a los que se arriba son prácticamente iguales.

El ejercicio realizado permite concluir que durante el período 1971-2009 la asimetría en la respuesta de la política fiscal al ciclo generó en términos acumulados un endeudamiento adicional de 33% del PIB, lo que implica un sobreendeudamiento en promedio de 0,8% del PIB por año. La diferencia entre la deuda con y sin asimetría fue positiva para todos los años del período. A continuación, se grafica la diferencia entre la deuda con asimetría y la deuda sin asimetría año a año y acumulada (ambas expresadas como porcentaje del PIB).

Gráfico 7.2 Diferencia entre la deuda de GC con y sin asimetría en términos del PIB



Como se observa en el gráfico, la diferencia anual entre la deuda con y sin asimetría está acotada en 0% y 2,5% del PIB, valores que resultan razonables dando mayor verosimilitud al ejercicio.

En síntesis, una de las principales implicancias de una respuesta asimétrica de la política fiscal al ciclo es su impacto sobre el nivel de endeudamiento. Si bien son muchos los trabajos que analizan la existencia de asimetría en la reacción de la PFD, son muy pocos los que estudian sus efectos en el largo plazo. Un comportamiento como el que se ha observado en Uruguay, en el que el RPAC se deteriora significativamente en fases positivas pero posee una leve reacción en

fases negativas, ha derivado en un sesgo deficitario y por tanto en un sobreendeudamiento. Se estima que en el período 1971-2009, el endeudamiento adicional debido a la asimetría fue en términos acumulados 33% del PIB, lo que representa un promedio anual de 0,8% de PIB. De esta forma, se concluye que la respuesta asimétrica de la política fiscal al ciclo no sólo presenta un problema si se pretende estabilizar el producto, sino que además deriva en problemas de largo plazo al crear endeudamiento adicional.

8. Conclusiones

En el presente trabajo se estudia la reacción de la política fiscal discrecional uruguaya ante distintas fases del ciclo económico a través de un modelo teórico inspirado en Balassone y Francese (2004) y Turrini (2008) en el que la dinámica temporal de las finanzas públicas se explica por factores estructurales y cíclicos. El componente estructural puede ser expresado como un proceso de ajuste lineal desde los niveles de resultado fiscal y deuda observados, hacia los considerados óptimos por el gobierno. Por su parte, el componente cíclico se encuentra dado por los desbalances fiscales generados en respuesta al *output gap* (OG), considerando en forma separada fases positivas y negativas del ciclo y posteriormente sub fases al interior de cada una de ellas.

Se encuentra evidencia empírica de que el ciclo económico es una variable significativa en la determinación de la política fiscal discrecional y que la misma posee una orientación procíclica. Este resultado se encuentra en línea con las conclusiones de la mayoría de los trabajos empíricos que estudiaron el carácter cíclico de la política fiscal en los países emergentes y concretamente en Uruguay.

Respecto a la pregunta central del trabajo acerca de si la política fiscal discrecional reacciona en forma asimétrica ante fases diferentes del ciclo, los modelos arrojan evidencia a favor de dicha hipótesis de asimetría. Concretamente, la política fiscal discrecional en Uruguay es significativamente procíclica luego de momentos positivos y acíclica o levemente contracíclica luego de momentos negativos. Se observa que la política fiscal discrecional reacciona con mayor intensidad tras momentos positivos del ciclo que tras momentos negativos, ya que la diferencia entre los coeficientes estimados para fases positivas y negativas es estadísticamente significativa.

Estos resultados se encuentran en línea con la evidencia empírica internacional que sostiene que en las economías emergentes, la política fiscal discrecional ante fases positivas del ciclo reacciona de manera procíclica y con mayor intensidad que ante fases negativas. Respecto a la evidencia para Uruguay realizada por Mailhos y Sosa (1998) se coincide con la prociclicidad en fases positivas, pero no en la evidencia de asimetría entre distintas fases del ciclo. Sin embargo, existen diferencias relevantes en la aproximación metodológica y el período de estudio de ambos trabajos.

Al ampliar la posibilidad de asimetría separando al interior de las fases positivas y negativas del ciclo se reafirman las conclusiones anteriores y se concluye que tras fases positivas, la política fiscal discrecional reacciona en forma procíclica, mostrando mayor intensidad tras períodos de expansión moderada que tras períodos de auge. Esto puede deberse a que resulta políticamente más viable llevar adelante una política fiscal discrecional procíclica en momentos de expansión moderada que en momentos de auge cuando los *policy maker* podrían verse presionados a reducir el grado de prociclicidad de la política fiscal discrecional aunque no lo suficiente como para adoptar una política contracíclica. En fases negativas, se concluye que la política fiscal discrecional reacciona más intensamente ante recesiones leves que severas, pero siempre es menos intensa que ante fases positivas.

Adoptando un umbral estricto para considerar las recesiones severas, se concluye que la reacción de la política fiscal discrecional es contracíclica tras una recesión leve, pero acíclica o incluso levemente procíclica luego de una recesión severa. Esto último se encuentra en línea con Gavin y Perotti (1997) y Manasse (2006) que reconocen una mejora en las cuentas fiscales en economías emergentes tras episodios de fuerte contracción económica. Esto puede estar relacionado a que durante las recesiones severas surgen factores que presionan a controlar las cuentas públicas como restricciones de acceso al crédito internacional y

exigencias de organismos multilaterales de crédito. Asimismo, en situaciones críticas el margen del gobierno para contemplar las presiones de los grupos de interés disminuye.

Además del ciclo económico se consideraron como variables explicativas del resultado primario ajustado por ciclo a la variable rezagada, al ratio deuda/PIB rezagado y una constante que captura la dinámica de largo plazo y la convergencia a los niveles de resultado fiscal y deuda que el gobierno considera óptimos. La evidencia indica que la variable rezagada es significativa y su coeficiente es positivo y menor a la unidad, lo que implica que sólo una parte del ajuste se transmite al período siguiente. Por su parte, el coeficiente estimado para el ratio deuda/PIB rezagado es siempre significativo, positivo y muy inferior a la unidad, cumpliéndose la condición de solvencia planteada por Bohn (1998). Tras un aumento del ratio deuda/PIB, el resultado primario ajustado por ciclo mejora, lo que implica que se buscan los superávits primarios necesarios para hacer frente al mayor peso de la deuda. En caso de una caída del ratio, el resultado primario ajustado por ciclo se deteriora, ya que al hacerse más leve la carga de la deuda hay más espacio para el incremento del gasto primario. Por último, la constante es negativa, lo que denota la existencia de un déficit estructural consistente con un resultado primario ajustado por ciclo en promedio negativo. Debido a que en algunas versiones del

modelo, la constante no es significativa no se puede descartar que el resultado estructural sea cero.

Una de las principales implicancias de una respuesta asimétrica de la política fiscal al ciclo es su impacto sobre el nivel de endeudamiento. Si bien son muchos los trabajos que analizan la existencia de asimetría en la reacción de la política fiscal discrecional, son pocos los que estudian sus efectos en el largo plazo. El comportamiento asimétrico de la política fiscal discrecional observado en Uruguay ha derivado en un sesgo deficitario y por tanto en un sobreendeudamiento que se estima que en el período 1971-2009 fue en términos acumulados 33% del PIB, representando un promedio anual de 0,8% de PIB. De esta forma, se concluye que la respuesta asimétrica de la política fiscal al ciclo no sólo presenta un problema si se pretende estabilizar el producto, sino que además deriva en problemas de largo plazo al crear endeudamiento adicional.

¿Qué factores pueden estar incidiendo en el hecho de que el comportamiento de la política fiscal sea distinto del recomendado desde un punto de vista teórico? Si bien es imposible identificar todos los factores que inciden en este problema, es factible arrojar luz sobre el dilema analizando algunos de los factores más importantes.

La teoría del *Public Choice* brinda un marco adecuado para comprender dicha divergencia, reconociendo ciertas fallas en el accionar gubernamental que pueden acarrear niveles de gasto o recaudación distintos a los óptimos o incluso políticas inadecuadas en lo que respecta al vínculo con la fase del ciclo.

En el caso de las economías emergentes, es frecuente que el problema sea atribuido a las características en el acceso al crédito ya que durante severas recesiones resulta más costoso acceder a financiamiento, lo cual restringe las posibilidades de incurrir en aumentos del déficit fiscal. Por el contrario, en épocas de auge estas economías encuentran mayores oportunidades de fondeo y suelen aprovecharlas para aumentar el gasto público (Gavin y Perotti, 1997). Por otra parte, Talvi y Vegh (2000) encuentran que la volatilidad de la base imponible y las presiones políticas pueden ser fuentes adicionales de asimetría y prociclicidad en la política fiscal de las economías emergentes.

En esta problemática juegan un rol muy relevante los factores institucionales y políticos como las presiones de grupos de interés, “rezagos internos y externos”, agentes no totalmente conscientes de la restricción presupuestal intertemporal del gobierno o que pretenden que la carga de la deuda recaiga en generaciones futuras. Finalmente, además

de ser una herramienta para influir en la economía, la política fiscal ha sido empleada en muchas ocasiones con fines políticos. Quizás el más claro ejemplo de esto sea el sesgo expansivo que en muchos casos se observa en los períodos previos a las instancias electorales, o ciclo electoral de las finanzas públicas.

Por último, una agenda de temas pendientes podría incluir un análisis basado en datos trimestrales que permita observar en forma simultánea la dinámica de largo plazo de la política fiscal discrecional ante el ciclo y el ajuste en el muy corto plazo (al interior de cada año). Asimismo, sería adecuado repetir el análisis pero considerando por separado ingresos y gastos del gobierno, de manera de capturar con precisión el origen del comportamiento asimétrico. Por otra parte, podría estimarse la magnitud de los estabilizadores automáticos de manera de complementar este análisis y capturar la reacción en el ciclo de la política fiscal en su conjunto (discrecional y no discrecional). Adicionalmente, podría analizarse de manera rigurosa cuáles son los factores que se encuentran detrás de este comportamiento asimétrico y procíclico.

9. Bibliografía

Abiad A. y Ostry J.D. (2005). *“Primary Surpluses and Sustainable Debt Levels in Emerging Market Countries”*. Research Department, International Monetary Fund. Policy Discussion Paper PDP/05/6.

Alesina A, Perotti R. (1995). *“The Political Economy of Budget Deficits”* International Monetary Fund, Staff Papers. Volúmen 42, Págs 1- 31.

Alesina A. y Tabellini G. (2005). *“Why is Fiscal Policy Often Procyclical?”*. National Bureau of Economic Research. Working paper 11600.

Azar P, Bertino M., Bertoni R., Fleitas S., García Repetto U, Sanguinetti C, Sienna M, Torrelli M. (2009) *¿De quiénes, para quiénes y para qué? Las Finanzas Públicas en el Uruguay del Siglo XX*. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.

Azar P. y Bertoni R. (2007). *“Las Finanzas Públicas Uruguayas en el S.XX y el Papel Redistributivo del Estado”*. Proyectos de Investigación y Desarrollo, Instituto de Economía, Área de Historia Económica

Azar P. y Fleitas S. (2009). *“Un enfoque macroeconómico del manejo del gasto público y la protección social: el caso Uruguayo en el Siglo XX”*. XXIV Jornadas Anuales de Economía del Banco Central del Uruguay.

Badagián, A. L, Cresta, J. (2004), *“Fluctuaciones Cíclicas en las Variables Fiscales de los Países del MERCOSUR”*. Fundamentos para la Cooperación Macroeconómica en el MERCOSUR, Capítulo 2.

Balassone F. y Francese M. (2004) *“Cyclical Asymmetry in Fiscal Policy, Debt Accumulation and the Treaty of Maastricht”*. Banco de Italia. Número 531.

Ballabriga F. y Martínez-Mongay C., (2006). *“A Further Inquire about the sustainability of Fiscal Policy in the EU”*. European Commission

Banco Mundial (2000). *“Attacking Poverty”* World Development Report

Barro, R. (1974). *“Are Government Bonds Net Wealth?”* Journal of Political Economy. University of Chicago Press. Volúmen 6, Págs, 1095-1117

Barro, R. (1979). *“On the determination of Public Debt”*. Journal of Political Economy 82. Págs 1095-1117

Blanchard O. (1990) *“Sugestions for a New Set of Fiscal Indicators”*. OECD Economic Department Working Papers N° 79.

Blinder A y Solow R, (1974) *“Analytical Foundations of Fiscal Policy”*. The Economics of Public Finance: Essays.

Bohn H. (1998). *“The Behavior of U.S. Public Debt and Deficits”*. Quarterly Journal of Economics, Vol 113, N°3, pág 949-963. Agosto, 1998.

Borchardt M., Rial I. y Sarmiento A. (1998). *“La Sostenibilidad de la Política Fiscal en Uruguay”*. Banco Interamericano de Desarrollo. Documento de Trabajo R-320.

- Bouthevillain, Carine, Cour-Thimann, Van den Dool, Hernández de Cos, Langenus, Mohr, Momigliano y Tujula (2001). "Cyclically-Adjusted Budget Balances: An Alternative Approach," Banco Central Europeo. Working Paper No. 77
- Bucacos E., Tiscordio I. (2008). "Efectos de la Política Fiscal en Uruguay: Una Aproximación a través de Shocks Fiscales" XXVI Jornadas Anuales de Economía, Banco Central del Uruguay.
- Buchanan J. (2003), "Public Choice: The Origins and Development of a Research Program". Center for Study of Public Choice, George Mason University.
- Buchanan J. y Wagner R. (1978), "Fiscal Responsibility in Constitutional Democracy," Studies in Public Choice, Volúmen 1, Págs 79-97.
- Catao, L. y B. Sutton (2002), "Sovereign defaults: the role of volatility", Documento de trabajo N. 149, Fondo Monetario Internacional.
- Celasun O., Debrun X. y Ostry (2006). "Primary Surplus Behavior and Risks to Fiscal Sustainability in Emerging Market Countries: A "Fan-Chart" Approach". International Monetary Fund, Research and Fiscal Affairs Departments. Working Paper WP/06/67.
- Chari V, Christiano L, Kehoe P (1994). "Optimal Fiscal Policy in a Business Cycle Model". The Journal of Political Economy, Volúmen 102, N.º. 4, Págs 617-652.
- Cuitiño M.F y Mahilos M.I (2008). "Efectos de la Inflación y el Tipo del Cambio sobre las Finanzas Públicas" XXIII Jornadas Anuales de Economía, Banco Central del Uruguay
- Eichengreen B., Hausmann R. y Panizza U. (2003). "The Pain of Original Sin". University of Chicago Press
- Fisher, I. (1933) "The debt-deflation theory of great depressions". *Econometría*. Págs 337-57
- Fleming, M. (1962) "Domestic financial Policies under fixed and floating exchange rates" Fondo Monetario Internacional, Staff Papers
- Fondo Monetario Internacional (2003), "Public Debt in Emerging Markets: is it too high?". World Economic Outlook, capítulo III.
- Fondo Monetario Internacional (2005) "World Economic Outlook September 2005: A Survey by the Staff of the International Monetary Fund". World Economic and Financial Surveys and
- Fondo Monetario Internacional (2008) "Perspectivas de la Economía Mundial, Tensiones financieras, desaceleraciones y recuperaciones", Cáp. 5.
- Froni L, Momigliano (2004). "Cyclical Sensitivity of Fiscal Policy based on Real Time Data" Applied Economics Quarterly, Volúmen 50, N.º 3
- Gagliardi E. (2003) "Macroeconomía de economías cerradas Tomo I" y "Macroeconomía de economías pequeñas y abiertas Tomo II". Universidad ORT Uruguay.
- Galí. J y Perotti R. (2003) "Fiscal Policy and Monetary Integration in Europe". National Bureau of Economic Research. Working paper 9773.

- Gavin M. y Perotti R.(1997) *"Fiscal Policy in Latin America"*. National Bureau of Economic Research, Macroeconomics Annual, Volúmen 12, Págs 11 – 61.
- Giavazzi F. y Pagano M. (1990). *"Can Severe Fiscal Contractions be Expansionary? Tales of Two European Countries"*. National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual 1990.
- Greenwald B. y Stiglitz J. (1987). *"Keynesian, New Keynesian and New Classical Economics"*. Oxford Economic Papers. Volúmen 39, Tomo 1, Págs 119-132
- Hemming R, Kell M, Mahfouz S (2002). *"The Effectiveness of Fiscal Policy in Stimulating Economic Activity - A Review of Literature"*. Fondo Monetario Internacional, Fiscal Affairs Department. Working Paper WP/02/208.
- Hercowitz M. y Strawczynski Z. (1999) *"Cyclical Bias in Government Spending: evidence from the OECD"*. Bank of Israel.
- Hercowitz M. y Strawczynski Z.(2001). *" Cyclical Ratcheting in Government Spending: Evidence from the OECD"*. Research Department, Bank of Israel. Discussion Paper Series 2001.09.
- Hicks, J. R. (1937), *"Mr. Keynes and the Classics - A Suggested Interpretation"*, *Econometría*, Volúmen 5.
- Kamil H, Lorenzo. F (1998). *"Caracterización de las fluctuaciones cíclicas en la economía uruguaya"*. *Revista de Economía*, Volumen 5, Nº 1, Segunda Época.
- Kaminsky, G., C. Reinhart y C. Vegh (2004), *"When it rains: procyclical capital flows and macroeconomic policies"*, Documento de trabajo N. 10780, National Bureau of Economic Research
- Kumar M. y Ter-Minassian T. (2005) *"Promoting Fiscal Discipline"*, Capítulo 3, Balassone y Kumar *"Cyclical Policy of Fiscal Policy"*, Fondo Monetario Internacional.
- Lane P. (2002). *"The Cyclical Behaviour of Fiscal Policy: Evidence form the OECD"*. Trinity Economic Papers 20022, Trinity College Dublin, Department of Economics.
- Lemieux P.(2004). *"The Public Choice Revolution"*. Université du Québec en Outaouais
- Madero D, Ramos Francia M. (1999) *"Un panorama de la literatura económica en torno al manejo óptimo de la política fiscal"*. *Gaceta de Economía*, Suplemento, Año 5 Nº 9.
- Madock y Carter (1984) *"Racional Expectations:Macroeconomics for the 1980s`"* Londres, Ed. Mac Millan.
- Magud N. E. (2005). *"On Asymmetric Business Cycles and the Effectiveness of Counter-Cyclical Fiscal Policies"*. University of Oregon.
- Maihlos J. A. y Sosa (2000). *"El Comportamiento Cíclico de la Política Fiscal en Uruguay"* XV Jornadas Anuales de Economía, Banco Central del Uruguay.
- Manasse P. (2006). *"Procyclical Fiscal Policy: Shocks, Rules and Institutions – A view from MARS"*. Fiscal Affairs Department, Fondo Monetario Internacional. Working Paper WP/06/27.

- Mankiw, G. (1989) *"Real Business Cycle: a New Keynesian Perspective"*. Journal of Economic Perspectives. Volúmen 3, N° 3
- Mundell, R. (1963) *"Capital mobility and stabilization under fixed and flexible exchange rate"*. Canadian Journal of Economics and Political Science, Volúmen 9, N° 4
- Muth, J. (1961). *"Rational Expectations and the Theory of Price Movements"*. Econometría. Volúmen 29, N°3
- Phillips, A., (1958) "The relation between unemployment and the rate of change of money wages in the United Kingdom, 1861-1957". Rev Económica
- Reinhart, C. and Rogoff, K. (2010). *"Growth in a time of debt"*. American Economic Review, (Enero, 2010).
- Rial, I y Vicente, L (2003). *"Sostenibilidad y Vulnerabilidad de la Deuda Pública Uruguay:1988-2015"* Revista de Economía, Banco Central del Uruguay. Volumen X, N° 2, Págs 143-220.
- Ricardo, D. (1817). Capítulo VIII: de los impuestos, *"Principios de Economía Política y Tributación"* Editorial Claridad, Buenos Aires 1937.
- Romer, D. (2006) *"Macroeconomía Avanzada"*. Ed Mac Graw Hill. Tercera Edición.
- Samuelson, P. (1946) *"Lord Keynes and the General Theory"*. Econometría. Págs 187-199
- Samuelson, P. y Nordhaus A. (1987). *"Economía"* Ed. Mac Graw Hill.
- Serven, L (1998) *"Macroeconomic Uncertainty and Private Investment in LDCs: an Empirical Investigation,"* Working Paper No. 2035, World Bank.
- Sorensen B.E, Yosha O. (2001). *"Is State Fiscal Policy Asymmetric Over the Business Cycle"*. Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review, Third Quarter 2001. Págs 43 – 64.
- Talvi E. y Végh C. (1998). *"Fiscal Policy Sustainability: A Basic Framework,"* RES Working Papers 3070, Research Department, Inter-American Development Bank,
- Talvi, E. y C. A. Vegh, (2000), *"Tax Base Variability and Procyclical Fiscal Policy,"* Natinal Bureau of Economic Research, N 7499. (Enero, 2000).
- Tobin J. (1980). *"Are new classical models plausible enough to guide policy?"*. Cowles Foundation, Journal of Money, Credit and Banking, Volúmen 12, N° 4, Parte 2.
- Turrini A.(2008). *"Fiscal Policy and the Cycle in the Euro Area: The Role of Government Revenue and Spending"*. Economic and Financial Affairs. European Commission. Economic papers 323
- Van den Noord, P (2000). *"The Size and Role of Automatic Fiscal Stabilizers in the 1990s and Beyond,"* Organization for Economic Cooperation and Development, Economics Department. Working Paper No. 230

10. Anexos

Anexo. I. Derivación de la Restricción Presupuesta Intertemporal del Gobierno

El punto de partida para encontrar esta condición surge de considerar que el déficit fiscal que genera el gobierno debe necesariamente ser financiado. En este sentido, las necesidades de financiamiento del sector público (NFSP) que surgen de considerar las partidas de gasto que excedan al financiamiento con impuestos, deben igualar a las restantes fuentes de financiamiento que el gobierno posee: aumento del endeudamiento, liquidación de activos, expansión de la base monetaria. Matemáticamente, puede expresarse como sigue:

$$NFSP_t = -S_t + i_t D_{t-1} = \Delta D_t + \Delta M_t$$


En donde $NFSP$ son las Necesidades de Financiamiento del Sector Público; S_t el resultado fiscal del período t ; D la deuda; i_t la tasa de interés nominal del período t ; M_t la base monetaria del período t .

Realizando $\Delta D_t = D_t - D_{t-1}$, despejando D_t y expresando en términos de PIB arribamos a:


$$d_t = -s_t + (1 + i_t) \frac{D_{t-1}}{Y_t} - \frac{\Delta M_t}{Y_t}$$

Descomponiendo el ratio $\frac{D_{t-1}}{Y_t}$, obtenemos:

$$d_t = \left(\frac{1 + i_t}{(1 + \rho_t)(1 + g_t)} \right) d_{t-1} - s_t - \frac{\Delta M_t}{Y_t}$$



Factor de descuento β_t



señoreaje μ_t

En donde ρ_t es la tasa de crecimiento del deflactor del PIB y g_t es la tasa de crecimiento del PIB real. Por último, la ecuación puede ser expresada como sigue:

$$d_t = \beta_t \cdot d_{t-1} - s_t - \mu_t$$

Si se supone que ρ, i, g son constantes (por lo que $\beta_t = \beta$) y si se ignoran los ingresos por señoreaje ($\Delta M_t = 0$), se obtiene una ecuación en diferencia finita:

$$d_t - \beta_t \cdot d_{t-1} = -s_t$$

Entonces, la trayectoria de la deuda como porcentaje del PIB depende de:

- El superávit fiscal
- El factor de descuento β_t

De esta forma, la sostenibilidad de la deuda en el largo plazo depende de la trayectoria del ratio deuda/PIB, que en última instancia se encuentra definida en función del factor de descuento. Analizando este factor se obtiene que la no divergencia del ratio D/Y se logra si $r < g$, esto es si la tasa de interés real a la que se haya sujeto el pago de la deuda es menor que la tasa de crecimiento real del producto. Esto último permite a la economía generar la capacidad de pago suficiente para honrar la deuda.

Blanchard (1990) plantea un enfoque de tipo *forward-looking* para determinar la trayectoria del ratio deuda producto en el tiempo:

$$d_t = \sum_{j=1}^T \left(\frac{s_{t+j} + \mu_{t+j}}{\beta^j} \right) + \frac{d_{t-1}}{\beta^T}$$

Dejando a un lado el señoreaje y a efectos de que la restricción presupuestal sea operativa es necesario establecer la condición de "No juego Ponzi", condición que impide al gobierno tomar deuda para cancelar obligaciones de manera ilimitada. Esta condición denominada también condición de transversalidad, puede ser expresada de la siguiente forma:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{(1+g) \cdot (1+\rho)}{(1+i)} \right)^T d_{t+T} \leq 0$$

En caso de que el gobierno cumpla dicha restricción, se tratará de un gobierno solvente. Esta cualidad queda de manifiesto si la trayectoria planeada de los superávit primarios desde t hasta infinito satisface la RPI para valores dados de

g, i, ρ y β . Es decir, si el valor descontado de los superávits primarios futuros es mayor o igual al valor inicial de la deuda, lo que significa que:

- el ratio D/Y deberá crecer a una tasa menor que la tasa de interés real menos la tasa de crecimiento de la economía;
- o que la deuda real deberá crecer a una tasa menor que la tasa de interés real;
- o que la deuda nominal deberá crecer a una tasa menor que la tasa de interés nominal.

Anexo. II. Filtro de Hodrick-Prescott

Seguindo a Badagián y Cresta (2004), el filtro de Hodrick-Prescott (HP) se basa en la idea de que la tendencia es una serie estocástica a la vez que asume que el ciclo se encuentra incorrelacionado con dicha tendencia. De esta manera, el filtro HP extrae el ciclo mediante la minimización de la suma de los cuadrados de los residuos de la serie respecto de su nivel de tendencia (bondad de ajuste) sujeto a un componente de "suavidad". Este último componente es la suma de los cuadrados de la segunda diferencia del componente de tendencia multiplicado por el parámetro λ , que regula la suavidad del componente de tendencia. La siguiente ecuación refleja la metodología del filtro de HP.

$$\min \sum_{t=1}^T (Y_t - Y_t^*)^2$$

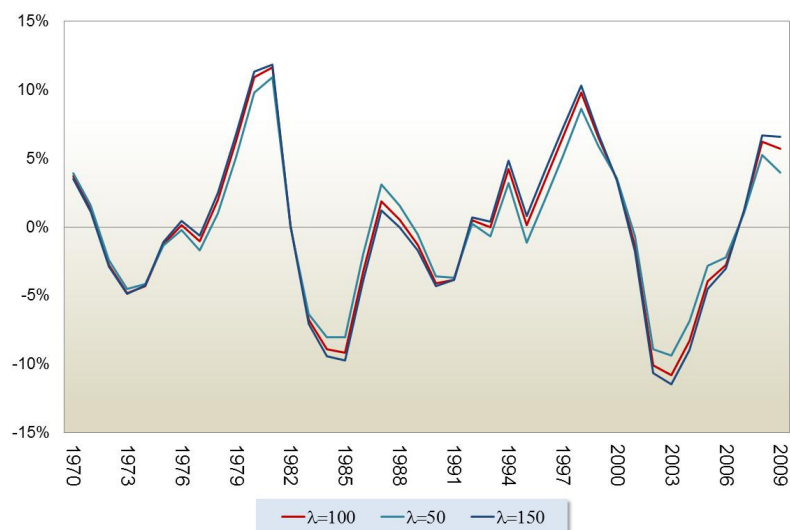
$$\sum_{t=2}^{T-1} [(Y_{t+1}^* - Y_t^*) - (Y_t^* - Y_{t-1}^*)]^2 \leq \mu$$

Dado un valor de μ , el problema consiste en encontrar el valor de tendencia (τ_t) que minimiza la bondad de ajuste sujeto al término de suavización. Alternativamente puede pensarse en la minimización de la siguiente ecuación:

$$\min_{(\tau_t)} \left[\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \right]$$

Estimaciones del ciclo económico del Uruguay obtenidos a través del filtro Hodrick-Prescott utilizando distintos valores del parámetro de suavización y expresados como porcentaje de la tendencia respectiva.

Ciclo económico según Hodrick-Prescott ($\lambda = 50, \lambda = 100, \lambda = 150$)



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCU

Anexo. III. Elasticidad Recaudación-PIB de largo plazo

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1973 2008

Included observations: 36 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
LREC(-1)	1.000000
LPIB(-1)	-1.090812 (0.36824) [-2.96222]
C	0.508709

Error Correction:	D(LREC)	D(LPIB)
CointEq1	-0.175259 (0.13334) [-1.31438]	-0.033380 (0.06700) [-0.49819]
D(LREC(-1))	-0.040463 (0.17590) [-0.23003]	-0.041735 (0.08839) [-0.47217]
D(LREC(-2))	-0.517294 (0.16227) [-3.18795]	-0.028893 (0.08154) [-0.35435]
D(LPIB(-1))	0.647877 (0.47595) [1.36122]	0.618023 (0.23917) [2.58407]
D(LPIB(-2))	-0.044424 (0.49335) [-0.09005]	-0.128473 (0.24791) [-0.51823]
C	0.056129 (0.01797) [3.12427]	0.016190 (0.00903) [1.79335]
FE=1974	-0.418905 (0.09476) [-4.42066]	-0.004980 (0.04762) [-0.10459]
FE=1984	-0.364562 (0.10130) [-3.59894]	-0.016043 (0.05090) [-0.31518]
R-squared	0.632953	0.289900
Adj. R-squared	0.541191	0.112375
Sum sq. resids	0.198302	0.050072

S.E. equation	0.084156	0.042288
F-statistic	6.897773	1.633010
Log likelihood	42.54494	67.31882
Akaike AIC	-1.919163	-3.295490
Schwarz SC	-1.567270	-2.943597
Mean dependent	0.033765	0.024421
S.D. dependent	0.124242	0.044885
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)		6.43E-06
Determinant resid covariance		3.89E-06
Log likelihood		122.0672
Akaike information criterion		-5.781509
Schwarz criterion		-4.989750

Tal como se observa en el cuadro a continuación hay evidencia de normalidad de los residuos del VECM estimado.

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

H0: residuals are multivariate normal

Sample: 1970 2009

Included observations: 36

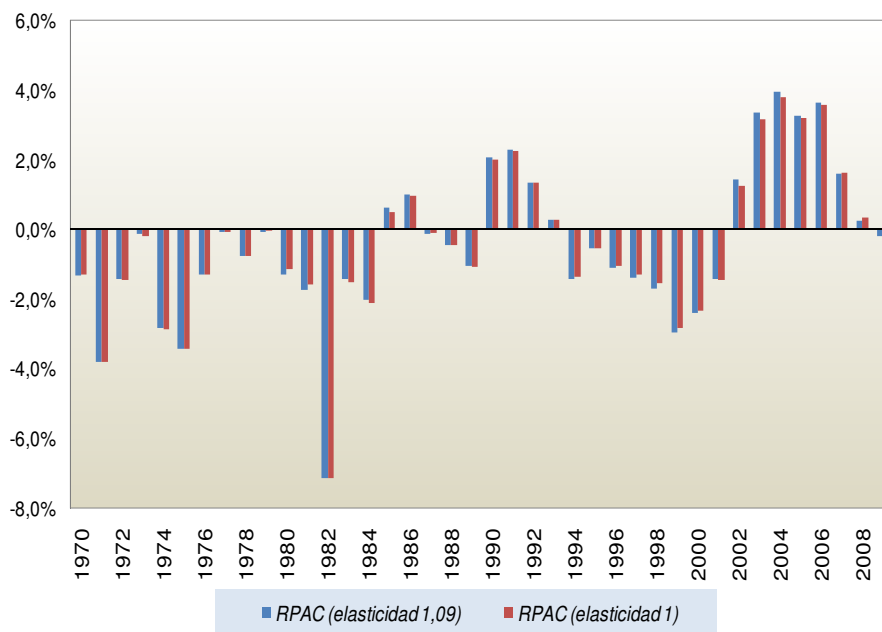
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.493608	1.461892	1	0.2266
2	0.191168	0.219271	1	0.6396
Joint		1.681163	2	0.4315

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.066106	1.308236	1	0.2527
2	1.211203	4.799693	1	0.0285
Joint		6.107928	2	0.0472

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
-----------	-------------	----	-------

1	2.770128	2	0.2503
2	5.018964	2	0.0813
Joint	7.789091	4	0.0996

Anexo. IV. Comparación entre el RPAC estimado con la elasticidad del VECM y el estimado suponiendo elasticidad unitaria (ambos expresados como porcentaje del PIB)



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCU

Anexo. V. Correlograma y Test de Raíces Unitarias para las series empleadas en el modelo

Correlograma del OG (% PIB)

Sample: 1970 2009
Included observations: 40

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.728	0.728	22.831	0.000
		2	0.254	-0.587	25.691	0.000
		3	-0.178	-0.145	27.131	0.000
		4	-0.413	-0.034	35.098	0.000
		5	-0.449	-0.112	44.781	0.000
		6	-0.378	-0.180	51.839	0.000
		7	-0.278	-0.147	55.765	0.000
		8	-0.182	-0.120	57.500	0.000
		9	-0.081	-0.071	57.855	0.000
		10	0.038	-0.028	57.934	0.000
		11	0.116	-0.167	58.715	0.000
		12	0.053	-0.412	58.880	0.000
		13	-0.026	0.007	58.922	0.000
		14	-0.095	-0.313	59.507	0.000
		15	-0.068	-0.130	59.818	0.000
		16	0.082	0.021	60.289	0.000
		17	0.265	-0.063	65.419	0.000
		18	0.346	-0.190	74.559	0.000
		19	0.318	0.114	82.668	0.000
		20	0.183	-0.122	85.479	0.000

Test de Dickey-Füller Aumentado para el OG (% PIB)

Modelo con Tendencia y Constante

Null Hypothesis: OG has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-4.241104	0.0095
Test critical values: 1% level	-4.219126	
5% level	-3.533083	
10% level	-3.198312	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(OG)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1972 2009

Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OG(-1)	-0.418903	0.098772	-4.241104	0.0002
D(OG(-1))	0.629028	0.137102	4.588024	0.0001
C	-4.41E-05	0.010823	-0.004072	0.9968
@TREND(1970)	-2.55E-05	0.000468	-0.054617	0.9568
R-squared	0.457798	Mean dependent var		0.001175
Adjusted R-squared	0.409957	S.D. dependent var		0.040737
S.E. of regression	0.031292	Akaike info criterion		-3.991619
Sum squared resid	0.033292	Schwarz criterion		-3.819242
Log likelihood	79.84076	F-statistic		9.569097
Durbin-Watson stat	2.230570	Prob(F-statistic)		0.000100

Modelo con Constante

Null Hypothesis: OG has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-4.312244	0.0015
Test critical values: 1% level	-3.615588	
5% level	-2.941145	
10% level	-2.609066	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(OG)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1972 2009

Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OG(-1)	-0.418471	0.097043	-4.312244	0.0001
D(OG(-1))	0.627970	0.133781	4.694020	0.0000
C	-0.000566	0.005016	-0.112798	0.9108
R-squared	0.457751	Mean dependent var		0.001175
Adjusted R-squared	0.426765	S.D. dependent var		0.040737
S.E. of regression	0.030843	Akaike info criterion		-4.044163
Sum squared resid	0.033295	Schwarz criterion		-3.914880
Log likelihood	79.83910	F-statistic		14.77298
Durbin-Watson stat	2.228731	Prob(F-statistic)		0.000022

Modelo sin Tendencia ni Constante

Null Hypothesis: OG has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-4.374988	0.0001
Test critical values:		
1% level	-2.627238	
5% level	-1.949856	
10% level	-1.611469	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(OG)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1972 2009

Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OG(-1)	-0.417726	0.095480	-4.374988	0.0001
D(OG(-1))	0.627356	0.131825	4.759027	0.0000
R-squared	0.457554	Mean dependent var		0.001175
Adjusted R-squared	0.442486	S.D. dependent var		0.040737
S.E. of regression	0.030417	Akaike info criterion		-4.096431
Sum squared resid	0.033307	Schwarz criterion		-4.010242
Log likelihood	79.83219	Durbin-Watson stat		2.227980

Correlograma del OG Positivo

Sample: 1970 2009
Included observations: 40

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.611	0.611	16.084	0.000
		2	0.166	-0.331	17.304	0.000
		3	-0.145	-0.140	18.259	0.000
		4	-0.251	-0.033	21.189	0.000
		5	-0.317	-0.218	26.002	0.000
		6	-0.304	-0.076	30.557	0.000
		7	-0.313	-0.230	35.551	0.000
		8	-0.275	-0.138	39.508	0.000
		9	-0.135	-0.003	40.502	0.000
		10	0.030	-0.074	40.551	0.000
		11	0.089	-0.150	41.012	0.000
		12	-0.032	-0.352	41.075	0.000
		13	0.002	0.095	41.075	0.000
		14	-0.011	-0.346	41.082	0.000
		15	0.018	-0.150	41.103	0.000
		16	0.113	0.040	42.000	0.000
		17	0.312	0.123	49.096	0.000
		18	0.348	0.014	58.338	0.000
		19	0.230	-0.146	62.559	0.000
		20	0.027	-0.083	62.618	0.000

Test de Dickey-Füller Aumentado para el OG Positivo

Modelo con Tendencia y Constante

Null Hypothesis: OGPOS has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-2.838629	0.1929
Test critical values:		
1% level	-4.211868	
5% level	-3.529758	
10% level	-3.196411	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(OGPOS)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1971 2009

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OGPOS(-1)	-0.373149	0.131454	-2.838629	0.0074
C	0.003224	0.009056	0.356007	0.7239
@TREND(1970)	0.000249	0.000380	0.654841	0.5167
R-squared	0.188434	Mean dependent var		0.000515
Adjusted R-squared	0.143347	S.D. dependent var		0.028874
S.E. of regression	0.026724	Akaike info criterion		-4.332680
Sum squared resid	0.025711	Schwarz criterion		-4.204714
Log likelihood	87.48726	F-statistic		4.179330
Durbin-Watson stat	1.565614	Prob(F-statistic)		0.023326

Modelo con Constante

Null Hypothesis: OGPOS has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-2.837988	0.0623
Test critical values: 1% level	-3.610453	
5% level	-2.938987	
10% level	-2.607932	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(OGPOS)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1971 2009

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OGPOS(-1)	-0.369912	0.130343	-2.837988	0.0073
C	0.008141	0.005025	1.620032	0.1137
R-squared	0.178766	Mean dependent var		0.000515
Adjusted R-squared	0.156571	S.D. dependent var		0.028874
S.E. of regression	0.026517	Akaike info criterion		-4.372121
Sum squared resid	0.026017	Schwarz criterion		-4.286810
Log likelihood	87.25636	F-statistic		8.054177
Durbin-Watson stat	1.551955	Prob(F-statistic)		0.007327

Modelo sin Tendencia ni Constante

Null Hypothesis: OGPOS has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-2.284984	0.0233
Test critical values:		
1% level	-2.625606	
5% level	-1.949609	
10% level	-1.611593	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(OGPOS)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1971 2009

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OGPOS(-1)	-0.256992	0.112470	-2.284984	0.0280
R-squared	0.120514	Mean dependent var		0.000515
Adjusted R-squared	0.120514	S.D. dependent var		0.028874
S.E. of regression	0.027078	Akaike info criterion		-4.354873
Sum squared resid	0.027863	Schwarz criterion		-4.312218
Log likelihood	85.92003	Durbin-Watson stat		1.604281

Correlograma del OG Negativo

Sample: 1970 2009
Included observations: 40

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.682	0.682	20.043	0.000		
2	0.173	-0.546	21.369	0.000		
3	-0.215	-0.066	23.462	0.000		
4	-0.310	0.098	27.939	0.000		
5	-0.267	-0.216	31.364	0.000		
6	-0.183	-0.031	33.013	0.000		
7	-0.176	-0.205	34.594	0.000		
8	-0.194	-0.089	36.571	0.000		
9	-0.199	-0.108	38.712	0.000		
10	-0.105	0.016	39.328	0.000		
11	0.030	-0.037	39.380	0.000		
12	0.063	-0.278	39.618	0.000		
13	-0.030	-0.145	39.676	0.000		
14	-0.140	-0.145	40.950	0.000		
15	-0.164	-0.165	42.751	0.000		
16	-0.038	0.016	42.851	0.000		
17	0.187	0.066	45.415	0.000		
18	0.346	-0.051	54.573	0.000		
19	0.377	0.104	65.931	0.000		
20	0.224	-0.158	70.129	0.000		

Test de Dickey-Füller Aumentado para el OG Negativo

Modelo con Tendencia y Constante

Null Hypothesis: OGNEG has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-4.315275	0.0078
Test critical values:		
1% level	-4.219126	
5% level	-3.533083	
10% level	-3.198312	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(OGNEG)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1972 2009

Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OGNEG(-1)	-0.492963	0.114237	-4.315275	0.0001
D(OGNEG(-1))	0.561135	0.143768	3.903072	0.0004
C	-0.009907	0.007415	-1.336027	0.1904
@TREND(1970)	-7.84E-05	0.000315	-0.248915	0.8049
R-squared	0.418818	Mean dependent var	-3.46E-19	
Adjusted R-squared	0.367537	S.D. dependent var	0.026357	
S.E. of regression	0.020961	Akaike info criterion	-4.792976	
Sum squared resid	0.014939	Schwarz criterion	-4.620599	
Log likelihood	95.06655	F-statistic	8.167141	
Durbin-Watson stat	2.049265	Prob(F-statistic)	0.000314	

Modelo con constante

Null Hypothesis: OGNEG has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-4.388956	0.0012
Test critical values: 1% level	-3.615588	
5% level	-2.941145	
10% level	-2.609066	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(OGNEG)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1972 2009

Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OGNEG(-1)	-0.488508	0.111304	-4.388956	0.0001
D(OGNEG(-1))	0.556200	0.140473	3.959486	0.0004
C	-0.011411	0.004244	-2.688628	0.0109

R-squared	0.417758	Mean dependent var	-3.46E-19
Adjusted R-squared	0.384488	S.D. dependent var	0.026357
S.E. of regression	0.020679	Akaike info criterion	-4.843787
Sum squared resid	0.014966	Schwarz criterion	-4.714504
Log likelihood	95.03195	F-statistic	12.55626
Durbin-Watson stat	2.043397	Prob(F-statistic)	0.000078

**Correlograma para Auge y Expansión moderada
(OG positivo mayor/menor a un desvío estándar)**

Auge

Sample: 1970 2009
Included observations: 40

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.594	0.594	15.184	0.000
		2	0.064	-0.446	15.363	0.000
		3	-0.202	0.017	17.209	0.001
		4	-0.207	-0.026	19.215	0.001
		5	-0.213	-0.224	21.393	0.001
		6	-0.219	-0.046	23.757	0.001
		7	-0.224	-0.165	26.320	0.000
		8	-0.230	-0.186	29.099	0.000
		9	-0.145	0.014	30.243	0.000
		10	0.001	-0.056	30.243	0.001
		11	0.056	-0.166	30.422	0.001
		12	-0.007	-0.133	30.425	0.002
		13	-0.074	-0.157	30.764	0.004
		14	-0.080	-0.173	31.173	0.005
		15	-0.085	-0.255	31.661	0.007
		16	0.081	0.164	32.122	0.010
		17	0.321	0.087	39.645	0.001
		18	0.400	-0.004	51.866	0.000
		19	0.189	-0.140	54.720	0.000
		20	-0.022	-0.017	54.762	0.000

Expansión moderada

Sample: 1970 2009
Included observations: 40

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.079	-0.079	0.2682	0.605
		2 0.117	0.111	0.8685	0.648
		3 -0.188	-0.175	2.4808	0.479
		4 0.063	0.029	2.6635	0.616
		5 -0.169	-0.132	4.0352	0.544
		6 0.124	0.074	4.7993	0.570
		7 0.060	0.118	4.9854	0.662
		8 -0.009	-0.077	4.9897	0.759
		9 -0.015	0.013	5.0016	0.834
		10 -0.151	-0.159	6.2760	0.792
		11 -0.098	-0.112	6.8326	0.812
		12 -0.131	-0.103	7.8566	0.796
		13 0.025	-0.058	7.8953	0.850
		14 -0.135	-0.153	9.0791	0.826
		15 -0.153	-0.284	10.658	0.776
		16 0.077	0.073	11.073	0.805
		17 0.017	0.007	11.095	0.852
		18 0.068	0.028	11.452	0.874
		19 -0.100	-0.114	12.252	0.875
		20 -0.068	-0.224	12.636	0.892

Correlograma para Recesión leve y Recesión severa (OG negativo mayor/menor a un desvío estándar)

Recesión leve

Sample: 1970 2009
Included observations: 40

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.447	0.447	8.6100	0.003
		2 -0.083	-0.353	8.9116	0.012
		3 -0.199	0.013	10.703	0.013
		4 -0.007	0.112	10.705	0.030
		5 0.014	-0.146	10.714	0.057
		6 -0.192	-0.210	12.544	0.051
		7 -0.201	0.055	14.595	0.042
		8 -0.199	-0.270	16.681	0.034
		9 -0.158	-0.096	18.036	0.035
		10 -0.143	-0.090	19.179	0.038
		11 -0.103	-0.143	19.796	0.048
		12 -0.031	-0.090	19.855	0.070
		13 -0.011	-0.087	19.862	0.099
		14 0.091	0.006	20.397	0.118
		15 0.221	0.101	23.667	0.071
		16 0.247	0.006	27.924	0.032
		17 0.249	0.191	32.469	0.013
		18 0.090	-0.095	33.087	0.016
		19 0.047	0.116	33.267	0.022
		20 -0.068	-0.136	33.657	0.029

Recesión Severa

Sample: 1970 2009
Included observations: 40

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.628	0.628	16.972	0.000
		2	0.163	-0.381	18.150	0.000
		3	-0.185	-0.169	19.709	0.000
		4	-0.190	0.206	21.386	0.000
		5	-0.194	-0.299	23.191	0.000
		6	-0.172	-0.024	24.649	0.000
		7	-0.142	0.060	25.670	0.001
		8	-0.114	-0.224	26.349	0.001
		9	-0.118	-0.047	27.105	0.001
		10	-0.122	-0.021	27.943	0.002
		11	-0.127	-0.201	28.873	0.002
		12	-0.131	-0.086	29.903	0.003
		13	-0.135	-0.092	31.042	0.003
		14	-0.118	-0.172	31.942	0.004
		15	-0.094	-0.127	32.533	0.005
		16	-0.069	-0.143	32.866	0.008
		17	0.145	0.331	34.394	0.007
		18	0.368	0.031	44.747	0.000
		19	0.486	0.026	63.676	0.000
		20	0.262	-0.112	69.424	0.000

Correlograma para Recesión leve y Recesión severa (OG negativo mayor/menor a dos desvíos estándar)

Recesión leve

Sample: 1970 2009
Included observations: 40

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.221	0.221	2.0988	0.147
		2	-0.170	-0.230	3.3808	0.184
		3	-0.078	0.021	3.6593	0.301
		4	-0.106	-0.143	4.1797	0.382
		5	-0.082	-0.036	4.5015	0.480
		6	-0.106	-0.139	5.0589	0.536
		7	-0.019	0.012	5.0775	0.651
		8	0.036	-0.034	5.1442	0.742
		9	0.022	-0.001	5.1715	0.819
		10	0.060	0.031	5.3708	0.865
		11	-0.027	-0.072	5.4136	0.909
		12	-0.128	-0.109	6.4022	0.894
		13	-0.116	-0.093	7.2362	0.890
		14	0.013	0.023	7.2474	0.925
		15	0.106	0.045	7.9955	0.924
		16	0.122	0.081	9.0372	0.912
		17	0.126	0.085	10.194	0.895
		18	0.084	0.058	10.727	0.906
		19	-0.022	-0.012	10.767	0.931
		20	-0.102	-0.040	11.644	0.928

Recesión Severa

Sample: 1970 2009
Included observations: 40

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.565	0.565	13.740	0.000		
2	0.064	-0.375	13.919	0.001		
3	-0.152	0.018	14.969	0.002		
4	-0.156	-0.037	16.098	0.003		
5	-0.159	-0.138	17.314	0.004		
6	-0.138	-0.006	18.252	0.006		
7	-0.109	-0.076	18.858	0.009		
8	-0.082	-0.050	19.214	0.014		
9	-0.086	-0.081	19.614	0.020		
10	-0.089	-0.063	20.062	0.029		
11	-0.093	-0.083	20.563	0.038		
12	-0.097	-0.090	21.123	0.049		
13	-0.100	-0.093	21.746	0.059		
14	-0.104	-0.114	22.439	0.070		
15	-0.080	-0.073	22.874	0.087		
16	-0.057	-0.115	23.098	0.111		
17	0.174	0.298	25.302	0.088		
18	0.415	0.152	38.431	0.003		
19	0.369	-0.057	49.344	0.000		
20	0.117	-0.025	50.494	0.000		

A continuación se presentan los resultados del test de Dickey-Füller para las series de Auge, Expansión Moderada, Recesión Leve y Recesión Severa

Auge

Modelo con tendencia y constante

Null Hypothesis: AUGE has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-4.119933	0.0128
Test critical values:		
1% level	-4.219126	
5% level	-3.533083	
10% level	-3.198312	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(AUGE)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1972 2009

Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AUGE(-1)	-0.580011	0.140782	-4.119933	0.0002
D(AUGE(-1))	0.459137	0.157403	2.916953	0.0062
C	0.007661	0.009007	0.850575	0.4010
@TREND(1970)	9.42E-05	0.000378	0.248847	0.8050
R-squared	0.349288	Mean dependent var		0.001509
Adjusted R-squared	0.291872	S.D. dependent var		0.030359
S.E. of regression	0.025547	Akaike info criterion		-4.397301
Sum squared resid	0.022190	Schwarz criterion		-4.224924
Log likelihood	87.54873	F-statistic		6.083476
Durbin-Watson stat	2.011718	Prob(F-statistic)		0.001983

Modelo con constante

Null Hypothesis: AUGE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-4.174791	0.0023
Test critical values:		
1% level	-3.615588	
5% level	-2.941145	
10% level	-2.609066	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(AUGE)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1972 2009

Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AUGE(-1)	-0.579793	0.138880	-4.174791	0.0002
D(AUGE(-1))	0.460767	0.155144	2.969922	0.0054
C	0.009585	0.004554	2.104616	0.0426
R-squared	0.348102	Mean dependent var		0.001509
Adjusted R-squared	0.310851	S.D. dependent var		0.030359
S.E. of regression	0.025202	Akaike info criterion		-4.448113
Sum squared resid	0.022230	Schwarz criterion		-4.318830
Log likelihood	87.51415	F-statistic		9.344710
Durban-Watson stat	2.011725	Prob(F-statistic)		0.000560

Modelo sin tendencia ni constante

Null Hypothesis: AUGE has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-3.457605	0.0010
Test critical values:		
1% level	-2.627238	
5% level	-1.949856	
10% level	-1.611469	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(AUGE)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1972 2009

Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AUGE(-1)	-0.451783	0.130664	-3.457605	0.0014
D(AUGE(-1))	0.406959	0.160146	2.541170	0.0155
R-squared	0.265602	Mean dependent var		0.001509
Adjusted R-squared	0.245202	S.D. dependent var		0.030359
S.E. of regression	0.026375	Akaike info criterion		-4.381581
Sum squared resid	0.025044	Schwarz criterion		-4.295392
Log likelihood	85.25004	Durbin-Watson stat		1.930913

Expansión moderada

Modelo con tendencia y constante

Null Hypothesis: EXPANSION MOD has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-7.201919	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.211868	
5% level	-3.529758	
10% level	-3.196411	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation
 Dependent Variable: D(EXPANSION MOD)
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 1971 2009
 Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPANSION MOD (-1)	-1.076409	0.149461	-7.201919	0.0000
C	0.003870	0.003692	1.048074	0.3016
@TREND(1970)	6.97E-05	0.000155	0.448691	0.6563
R-squared	0.592421	Mean dependent var		-0.000955
Adjusted R-squared	0.569778	S.D. dependent var		0.016644
S.E. of regression	0.010917	Akaike info criterion		-6.123173
Sum squared resid	0.004291	Schwarz criterion		-5.995206
Log likelihood	122.4019	F-statistic		26.16327
Durban-Watson stat	2.119703	Prob(F-statistic)		0.000000

Modelo con constante

Null Hypothesis: EXPANSION MOD has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-7.298986	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.610453	
5% level	-2.938987	
10% level	-2.607932	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation
 Dependent Variable: D(EXPANSION MOD)
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 1971 2009
 Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPANSION MOD (-1)	-1.078536	0.147765	-7.298986	0.0000
C	0.005277	0.001928	2.736131	0.0095
R-squared	0.590142	Mean dependent var		-0.000955
Adjusted R-squared	0.579065	S.D. dependent var		0.016644
S.E. of regression	0.010799	Akaike info criterion		-6.168878
Sum squared resid	0.004315	Schwarz criterion		-6.083567
Log likelihood	122.2931	F-statistic		53.27520
Durbin-Watson stat	2.102194	Prob(F-statistic)		0.000000

Modelo sin tendencia ni constante

Null Hypothesis: EXPANSION MOD has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-3.725139	0.0005
Test critical values:		
1% level	-2.627238	
5% level	-1.949856	
10% level	-1.611469	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation
 Dependent Variable: D(EXPANSION MOD)
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 1972 2009
 Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPANSION MOD (-1)	-0.742822	0.199408	-3.725139	0.0007
D(EXPANSION MOD (-1))	-0.252057	0.140646	-1.792135	0.0815
R-squared	0.530840	Mean dependent var		-0.000334
Adjusted R-squared	0.517808	S.D. dependent var		0.016402
S.E. of regresión	0.011390	Akaike info criterion		-6.061028
Sum squared resid	0.004670	Schwarz criterion		-5.974840
Log likelihood	117.1595	Durbin-Watson stat		1.910057

Recesión leve (Criterio I)

Modelo con tendencia y constante

Null Hypothesis: RECES LEVE has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-3.810365	0.0265
Test critical values:		
1% level	-4.211868	
5% level	-3.529758	
10% level	-3.196411	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(RECES LEVE)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1971 2009

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RECES LEVE (-1)	-0.566223	0.148601	-3.810365	0.0005
C	-0.008484	0.004924	-1.723075	0.0935
@TREND(1970)	0.000172	0.000200	0.857336	0.3969
R-squared	0.289159	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.249668	S.D. dependent var		0.016123
S.E. of regression	0.013966	Akaike info criterion		-5.630529
Sum squared resid	0.007022	Schwarz criterion		-5.502562
Log likelihood	112.7953	F-statistic		7.322136
Durbin-Watson stat	1.697702	Prob(F-statistic)		0.002147

Modelo con constante

Null Hypothesis: RECES LEVE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-3.742937	0.0071
Test critical values:		
1% level	-3.610453	
5% level	-2.938987	
10% level	-2.607932	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(RECES LEVE)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1971 2009

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RECES LEVE (-1)	-0.549292	0.146754	-3.742937	0.0006
C	-0.004896	0.002584	-1.894708	0.0660
R-squared	0.274646	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.255042	S.D. dependent var		0.016123
S.E. of regresión	0.013916	Akaike info criterion		-5.661599
Sum squared resid	0.007165	Schwarz criterion		-5.576288
Log likelihood	112.4012	F-statistic		14.00958
Durbin-Watson stat	1.685218	Prob(F-statistic)		0.000617

Modelo sin tendencia ni constante

Null Hypothesis: RECES LEVE has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-3.123269	0.0026
Test critical values:		
1% level	-2.625606	
5% level	-1.949609	
10% level	-1.611593	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(RECES LEVE)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1971 2009

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RECES LEVE (-1)	-0.408537	0.130804	-3.123269	0.0034
R-squared	0.204269	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.204269	S.D. dependent var		0.016123
S.E. of regression	0.014383	Akaike info criterion		-5.620279
Sum squared resid	0.007861	Schwarz criterion		-5.577624
Log likelihood	110.5954	Durbin-Watson stat		1.728070

Recesión severa (Criterio I)

Modelo con tendencia y constante

Null Hypothesis: RECES SEVERA has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-3.813344	0.0266
Test critical values:		
1% level	-4.219126	
5% level	-3.533083	
10% level	-3.198312	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(RECES SEVERA)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1972 2009

Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RECES SEVERA (-1)	-0.532235	0.139572	-3.813344	0.0006
D(RECES SEVERA (-1))	0.395311	0.159281	2.481853	0.0182
C	-0.002876	0.008643	-0.332776	0.7413
@TREND(1970)	-0.000229	0.000382	-0.598827	0.5533
R-squared	0.311655	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.250918	S.D. dependent var		0.029005
S.E. of regresión	0.025104	Akaike info criterion		-4.432271
Sum squared resid	0.021427	Schwarz criterion		-4.259893
Log likelihood	88.21315	F-statistic		5.131275
Durbin-Watson stat	2.142884	Prob(F-statistic)		0.004911

Modelo con constante

Null Hypothesis: RECES SEVERA has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-3.811412	0.0060
Test critical values:		
1% level	-3.615588	
5% level	-2.941145	
10% level	-2.609066	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(RECES SEVERA)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1972 2009

Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RECESION(-1)	-0.513164	0.134639	-3.811412	0.0005
D(RECESION(-1))	0.381809	0.156225	2.443965	0.0197
C	-0.007292	0.004466	-1.633037	0.1114
R-squared	0.304395	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.264646	S.D. dependent var		0.029005
S.E. of regresión	0.024873	Akaike info criterion		-4.474411
Sum squared resid	0.021653	Schwarz criterion		-4.345128
Log likelihood	88.01381	F-statistic		7.657954
Durbin-Watson stat	2.126752	Prob(F-statistic)		0.001743

Modelo sin tendencia ni constante

Null Hypothesis: RECES SEVERA has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-3.366783	0.0013
Test critical values:		
1% level	-2.627238	
5% level	-1.949856	
10% level	-1.611469	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(RECES SEVERA)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1972 2009

Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RECESION(-1)	-0.418959	0.124439	-3.366783	0.0018
D(RECESION(-1))	0.334706	0.157054	2.131158	0.0400
R-squared	0.251394	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.230599	S.D. dependent var		0.029005
S.E. of regresión	0.025442	Akaike info criterion		-4.453611
Sum squared resid	0.023303	Schwarz criterion		-4.367422
Log likelihood	86.61861	Durbin-Watson stat		2.055854

Recesión leve (Criterio II)

Modelo con tendencia y constante

Null Hypothesis: RECES LEVE has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-4.998556	0.0012
Test critical values: 1% level	-4.211868	
5% level	-3.529758	
10% level	-3.196411	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(RECES LEVE)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1971 2009

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RECES LEVE (-1)	-0.808672	0.161781	-4.998556	0.0000
C	-0.014525	0.006314	-2.300561	0.0273
@TREND(1970)	0.000296	0.000255	1.160031	0.2537
R-squared	0.410778	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.378043	S.D. dependent var		0.022396
S.E. of regression	0.017663	Akaike info criterion		-5.160905
Sum squared resid	0.011231	Schwarz criterion		-5.032939
Log likelihood	103.6377	F-statistic		12.54875
Durbin-Watson stat	1.923186	Prob(F-statistic)		0.000073

Modelo con constante

Null Hypothesis: RECES LEVE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-4.850978	0.0003
Test critical values:		
1% level	-3.610453	
5% level	-2.938987	
10% level	-2.607932	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(RECES LEVE)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1971 2009

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RECES LEVE (-1)	-0.777506	0.160278	-4.850978	0.0000
C	-0.008281	0.003315	-2.498063	0.0171
R-squared	0.388753	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.372233	S.D. dependent var		0.022396
S.E. of regression	0.017745	Akaike info criterion		-5.175489
Sum squared resid	0.011651	Schwarz criterion		-5.090179
Log likelihood	102.9220	F-statistic		23.53198
Durbin-Watson stat	1.900393	Prob(F-statistic)		0.000022

Modelo sin tendencia ni constante

Null Hypothesis: RECES LEVE has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-3.898215	0.0003
Test critical values:		
1% level	-2.625606	
5% level	-1.949609	
10% level	-1.611593	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(RECES LEVE)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1971 2009

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RECES LEVE (-1)	-0.571323	0.146560	-3.898215	0.0004
R-squared	0.285662	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.285662	S.D. dependent var		0.022396
S.E. of regression	0.018929	Akaike info criterion		-5.070916
Sum squared resid	0.013616	Schwarz criterion		-5.028261
Log likelihood	99.88286	Durbin-Watson stat		1.959516

Recesión severa (Criterio II)

Modelo con tendencia y constante

Null Hypothesis: RECES SEVERA has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-4.175913	0.0111
Test critical values:		
1% level	-4.219126	
5% level	-3.533083	
10% level	-3.198312	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(RECES SEVERA)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1972 2009

Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RECES SEVERA (-1)	-0.636287	0.152371	-4.175913	0.0002
D(RECES SEVERA (-1))	0.399467	0.159272	2.508082	0.0171
C	-0.000568	0.008826	-0.064318	0.9491
@TREND(1970)	-0.000358	0.000395	-0.907155	0.3707
R-squared	0.343677	Mean dependent var	0.000000	
Adjusted R-squared	0.285766	S.D. dependent var	0.030328	
S.E. of regression	0.025631	Akaike info criterion	-4.390705	
Sum squared resid	0.022337	Schwarz criterion	-4.218327	
Log likelihood	87.42339	F-statistic	5.934579	
Durbin-Watson stat	2.003398	Prob(F-statistic)	0.002278	

Modelo con constante

Null Hypothesis: RECES SEVERA has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-4.094337	0.0028
Test critical values:		
1% level	-3.615588	
5% level	-2.941145	
10% level	-2.609066	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(RECES SEVERA)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1972 2009

Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RECES SEVERA (-1)	-0.598243	0.146115	-4.094337	0.0002
D(RECES SEVERA (-1))	0.375477	0.156663	2.396712	0.0220
C	-0.007435	0.004528	-1.642133	0.1095
R-squared	0.327791	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.289379	S.D. dependent var		0.030328
S.E. of regression	0.025566	Akaike info criterion		-4.419421
Sum squared resid	0.022877	Schwarz criterion		-4.290138
Log likelihood	86.96900	F-statistic		8.533575
Durbin-Watson stat	1.983765	Prob(F-statistic)		0.000958

Modelo sin tendencia ni constante

Null Hypothesis: RECES SEVERA has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-2.976837	0.0039
Test critical values:		
1% level	-2.625606	
5% level	-1.949609	
10% level	-1.611593	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(RECESION)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1971 2009

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RECES SEVERA (-1)	-0.378202	0.127048	-2.976837	0.0050
R-squared	0.189101	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.189101	S.D. dependent var		0.029927
S.E. of regresión	0.026949	Akaike info criterion		-4.364434
Sum squared resid	0.027597	Schwarz criterion		-4.321779
Log likelihood	86.10647	Durbin-Watson stat		1.592896

Correlograma del RPAC (% PIB)

Sample: 1970 2009
Included observations: 40

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.628	0.628	17.009	0.000
		2	0.383	-0.019	23.511	0.000
		3	0.123	-0.183	24.201	0.000
		4	0.014	0.021	24.210	0.000
		5	-0.074	-0.055	24.470	0.000
		6	-0.110	-0.048	25.073	0.000
		7	-0.069	0.073	25.316	0.001
		8	-0.195	-0.281	27.314	0.001
		9	-0.232	-0.049	30.238	0.000
		10	-0.098	0.286	30.776	0.001
		11	0.079	0.112	31.141	0.001
		12	0.157	-0.062	32.622	0.001
		13	0.169	0.005	34.399	0.001
		14	0.140	-0.042	35.671	0.001
		15	0.090	0.056	36.219	0.002
		16	0.086	0.141	36.731	0.002
		17	0.132	-0.006	37.994	0.002
		18	0.122	-0.094	39.127	0.003
		19	0.031	-0.002	39.202	0.004
		20	-0.110	-0.083	40.218	0.005

Test de Dickey-Füller Aumentado para el RPAC (% PIB)

Modelo con Tendencia y Constante

Null Hypothesis: RPAC_PIB has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-3.411761	0.0644
Test critical values: 1% level	-4.211868	
5% level	-3.529758	
10% level	-3.196411	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(RPAC_PIB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1971 2009

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RPAC_PIB(-1)	-0.494565	0.144959	-3.411761	0.0016
C	-0.011407	0.006621	-1.722906	0.0935
@TREND(1970)	0.000470	0.000283	1.660957	0.1054
R-squared	0.244490	Mean dependent var		0.000289
Adjusted R-squared	0.202517	S.D. dependent var		0.019125
S.E. of regression	0.017079	Akaike info criterion		-5.228181
Sum squared resid	0.010500	Schwarz criterion		-5.100215
Log likelihood	104.9495	F-statistic		5.824951
Durbin-Watson stat	1.852129	Prob(F-statistic)		0.006432

Modelo con Constante

Null Hypothesis: RPAC_PIB has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-2.913360	0.0529
Test critical values: 1% level	-3.610453	
5% level	-2.938987	
10% level	-2.607932	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(RPAC_PIB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1971 2009

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RPAC_PIB(-1)	-0.371350	0.127465	-2.913360	0.0060
C	-0.001438	0.002861	-0.502755	0.6181
R-squared	0.186593	Mean dependent var		0.000289
Adjusted R-squared	0.164609	S.D. dependent var		0.019125
S.E. of regression	0.017480	Akaike info criterion		-5.205625
Sum squared resid	0.011305	Schwarz criterion		-5.120314
Log likelihood	103.5097	F-statistic		8.487667
Durbin-Watson stat	1.950402	Prob(F-statistic)		0.006032

Modelo sin Constante ni Tendencia

Null Hypothesis: RPAC_PIB has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-2.900167	0.0048
Test critical values: 1% level	-2.625606	
5% level	-1.949609	
10% level	-1.611593	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(RPAC_PIB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1971 2009

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RPAC_PIB(-1)	-0.358069	0.123465	-2.900167	0.0062
R-squared	0.181036	Mean dependent var		0.000289
Adjusted R-squared	0.181036	S.D. dependent var		0.019125
S.E. of regression	0.017307	Akaike info criterion		-5.250099
Sum squared resid	0.011382	Schwarz criterion		-5.207443
Log likelihood	103.3769	Durbin-Watson stat		1.963843

Correlograma del Ratio Deuda/PIB

Sample: 1970 2009
Included observations: 40

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.863	0.863	32.080	0.000
		2	0.679	-0.257	52.462	0.000
		3	0.486	-0.118	63.205	0.000
		4	0.306	-0.072	67.588	0.000
		5	0.159	-0.013	68.808	0.000
		6	0.048	-0.017	68.920	0.000
		7	-0.028	-0.001	68.958	0.000
		8	-0.092	-0.090	69.401	0.000
		9	-0.100	0.142	69.944	0.000
		10	-0.110	-0.116	70.616	0.000
		11	-0.106	0.024	71.264	0.000
		12	-0.098	-0.028	71.840	0.000
		13	-0.076	0.056	72.204	0.000
		14	-0.048	0.003	72.354	0.000
		15	-0.023	0.003	72.390	0.000
		16	0.007	0.010	72.393	0.000
		17	0.039	0.071	72.503	0.000
		18	0.045	-0.123	72.658	0.000
		19	0.026	-0.030	72.714	0.000
		20	-0.030	-0.162	72.791	0.000

Test de Dickey Füller Aumentado para el Ratio Deuda/PIB

Modelo con Tendencia y Constante

Null Hypothesis: DEUDA_PIB has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-2.675917	0.2516
Test critical values:		
1% level	-4.219126	
5% level	-3.533083	
10% level	-3.198312	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA_PIB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1972 2009

Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DEUDA_PIB(-1)	-0.251426	0.093959	-2.675917	0.0114
D(DEUDA_PIB(-1))	0.408672	0.159348	2.564655	0.0149
C	0.034136	0.030595	1.115717	0.2724
@TREND(1970)	0.002744	0.001567	1.751635	0.0889
R-squared	0.237066	Mean dependent var		0.010302
Adjusted R-squared	0.169748	S.D. dependent var		0.091138
S.E. of regression	0.083043	Akaike info criterion		-2.039619
Sum squared resid	0.234468	Schwarz criterion		-1.867241
Log likelihood	42.75276	F-statistic		3.521601
Durbin-Watson stat	1.927347	Prob(F-statistic)		0.025205

Modelo con Constante

Null Hypothesis: DEUDA_PIB has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-1.969006	0.2987
Test critical values: 1% level	-3.615588	
5% level	-2.941145	
10% level	-2.609066	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA_PIB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1972 2009

Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DEUDA_PIB(-1)	-0.149355	0.075853	-1.969006	0.0569
D(DEUDA_PIB(-1))	0.349947	0.160318	2.182832	0.0358
C	0.057075	0.028456	2.005718	0.0527
R-squared	0.168217	Mean dependent var		0.010302
Adjusted R-squared	0.120687	S.D. dependent var		0.091138
S.E. of regression	0.085461	Akaike info criterion		-2.005851
Sum squared resid	0.255627	Schwarz criterion		-1.876568
Log likelihood	41.11116	F-statistic		3.539152
Durbin-Watson stat	1.844313	Prob(F-statistic)		0.039826

Modelo sin Tendencia y sin Constante

Null Hypothesis: DEUDA_PIB has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-0.430962	0.5208
Test critical values: 1% level	-2.627238	
5% level	-1.949856	
10% level	-1.611469	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA_PIB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1972 2009

Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DEUDA_PIB(-1)	-0.016641	0.038613	-0.430962	0.6691
D(DEUDA_PIB(-1))	0.300422	0.164921	1.821605	0.0768
R-squared	0.072612	Mean dependent var		0.010302
Adjusted R-squared	0.046851	S.D. dependent var		0.091138
S.E. of regression	0.088977	Akaike info criterion		-1.949682
Sum squared resid	0.285009	Schwarz criterion		-1.863493
Log likelihood	39.04395	Durbin-Watson stat		1.808853

Serie en diferencia: Modelo con Tendencia y Constante

Null Hypothesis: D(DEUDA_PIB) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-4.368416	0.0069
Test critical values:		
1% level	-4.219126	
5% level	-3.533083	
10% level	-3.198312	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA_PIB,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1972 2009

Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA_PIB(-1))	-0.719800	0.164774	-4.368416	0.0001
C	0.005237	0.031043	0.168705	0.8670
@TREND(1970)	0.000144	0.001333	0.108236	0.9144
R-squared	0.353570	Mean dependent var		0.002781
Adjusted R-squared	0.316631	S.D. dependent var		0.108938
S.E. of regression	0.090055	Akaike info criterion		-1.901131
Sum squared resid	0.283848	Schwarz criterion		-1.771848
Log likelihood	39.12149	F-statistic		9.571745
Durbin-Watson stat	1.813969	Prob(F-statistic)		0.000483

Serie en diferencia: Modelo con Constante

Null Hypothesis: D(DEUDA_PIB) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-4.435292	0.0011
Test critical values:		
1% level	-3.615588	
5% level	-2.941145	
10% level	-2.609066	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA_PIB,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1972 2009

Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA_PIB(-1))	-0.720361	0.162416	-4.435292	0.0001
C	0.008199	0.014459	0.567052	0.5742
R-squared	0.353353	Mean dependent var		0.002781
Adjusted R-squared	0.335391	S.D. dependent var		0.108938
S.E. of regression	0.088810	Akaike info criterion		-1.953428
Sum squared resid	0.283943	Schwarz criterion		-1.867239
Log likelihood	39.11513	F-statistic		19.67181
Durbin-Watson stat	1.812404	Prob(F-statistic)		0.000083

Serie en diferencia: Modelo sin Tendencia ni Constante

Null Hypothesis: D(DEUDA_PIB) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-4.444059	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.627238	
5% level	-1.949856	
10% level	-1.611469	

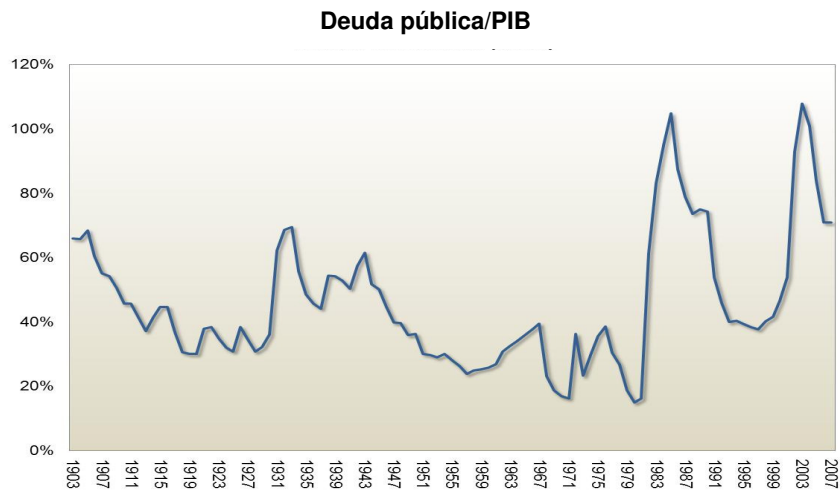
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation
 Dependent Variable: D(DEUDA_PIB,2)
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 1972 2009
 Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA_PIB(-1))	-0.712580	0.160344	-4.444059	0.0001
R-squared	0.347577	Mean dependent var		0.002781
Adjusted R-squared	0.347577	S.D. dependent var		0.108938
S.E. of regression	0.087992	Akaike info criterion		-1.997167
Sum squared resid	0.286479	Schwarz criterion		-1.954073
Log likelihood	38.94618	Durbin-Watson stat		1.809251

Anexo. VI. Estacionariedad de la serie deuda pública/PIB para el Siglo XX

A modo de reafirmar la idea de que la serie deuda/PIB tomada en períodos largos debería ser estacionara se realiza un test de Dickey-Füller Aumentado a la serie deuda pública/PIB para el período 1903-2009.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del IECON y el BCU

Test de Dickey-Füller Aumentado para deuda pública/PIB

Modelo con Tendencia y Constante

Null Hypothesis: DEUDA_PIB has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-3.810305	0.0198
Test critical values: 1% level	-4.049586	
5% level	-3.454032	
10% level	-3.152652	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA_PIB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1905 2007

Included observations: 103 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DEUDA_PIB(-1)	-0.162995	0.042777	-3.810305	0.0002
D(DEUDA_PIB(-1))	0.420981	0.090502	4.651607	0.0000
C	0.054135	0.023564	2.297320	0.0237
@TREND(1903)	0.000385	0.000283	1.358041	0.1775
R-squared	0.235758	Mean dependent var		0.000495
Adjusted R-squared	0.212599	S.D. dependent var		0.094028
S.E. of regression	0.083437	Akaike info criterion		-2.091396
Sum squared resid	0.689206	Schwarz criterion		-1.989077
Log likelihood	111.7069	F-statistic		10.18002
Durbin-Watson stat	2.023678	Prob(F-statistic)		0.000007

Modelo sin tendencia y con constante

Null Hypothesis: DEUDA_PIB has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-3.596970	0.0074
Test critical values: 1% level	-3.495021	
5% level	-2.889753	
10% level	-2.581890	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA_PIB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1905 2007

Included observations: 103 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DEUDA_PIB(-1)	-0.151418	0.042096	-3.596970	0.0005
D(DEUDA_PIB(-1))	0.425165	0.090831	4.680852	0.0000
C	0.069241	0.020861	3.319106	0.0013
R-squared	0.221521	Mean dependent var		0.000495
Adjusted R-squared	0.205951	S.D. dependent var		0.094028
S.E. of regression	0.083788	Akaike info criterion		-2.092356
Sum squared resid	0.702046	Schwarz criterion		-2.015617
Log likelihood	110.7563	F-statistic		14.22777
Durbin-Watson stat	2.018077	Prob(F-statistic)		0.000004

Anexo. VII. Detección de endogeneidad: Test de causalidad de Granger

Número de rezagos: 1

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1970 2009

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
OG does not Granger Cause CAPB_PIB	39	17.1887	0.00020
CAPB_PIB does not Granger Cause OG		10.4834	0.00259
OGPOS does not Granger Cause CAPB_PIB	39	16.6406	0.00024
CAPB_PIB does not Granger Cause OGPOS		0.93756	0.33937
OGNEG does not Granger Cause CAPB_PIB	39	5.95532	0.01972
CAPB_PIB does not Granger Cause OGNEG		11.6002	0.00163

Número de rezagos: 2

Pairwise Granger Causality Tests

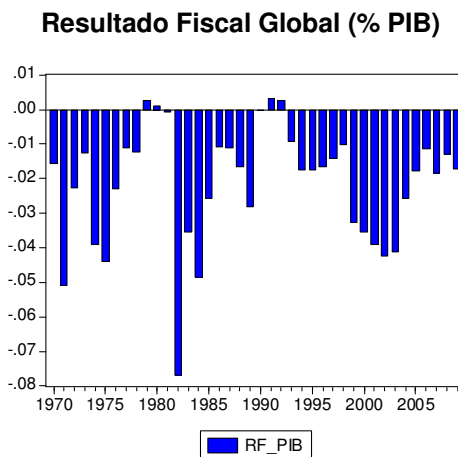
Sample: 1970 2009

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
OG does not Granger Cause CAPB_PIB	38	9.61133	0.00051
CAPB_PIB does not Granger Cause OG		0.41393	0.66443
OGPOS does not Granger Cause CAPB_PIB	38	8.08920	0.00138
CAPB_PIB does not Granger Cause OGPOS		0.60364	0.55274
OGNEG does not Granger Cause CAPB_PIB	38	3.18379	0.05441
CAPB_PIB does not Granger Cause OGNEG		2.75515	0.07825

Anexo. VIII. Consideración de otras variables fiscales

Si bien el indicador fiscal seleccionado para el análisis fue el RPAC se repitieron los modelos empleando como variable dependiente el resultado global y el resultado primario del GC. A continuación, se presentan las series empleadas, su orden de integración y un cuadro comparativo resumiendo los principales aspectos de los modelos estimados.



Al observar el correlograma de la serie se encuentra que los coeficientes de autocorrelación rápidamente alcanzan valores cercanos a cero, lo cual hace a pensar que se está ante una serie estacionaria. Dicha idea se refuerza mediante el test de Dickey-Füller Aumentado, en el que se rechaza la existencia de raíz unitaria con un nivel de significación de 1%.

Correlograma del RFG (% PIB)

Sample: 1970 2009
Included observations: 40

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.377	0.377	6.1070	0.013
		2	0.141	-0.001	6.9874	0.030
		3	-0.098	-0.176	7.4219	0.060
		4	-0.159	-0.079	8.6045	0.072
		5	-0.231	-0.141	11.174	0.048
		6	-0.165	-0.040	12.520	0.051
		7	-0.002	0.091	12.520	0.085
		8	-0.167	-0.284	13.986	0.082
		9	-0.258	-0.244	17.581	0.040
		10	-0.150	0.023	18.840	0.042
		11	0.090	0.169	19.307	0.056
		12	-0.008	-0.215	19.310	0.081
		13	0.080	-0.038	19.709	0.103
		14	0.035	-0.110	19.786	0.137
		15	-0.019	-0.069	19.811	0.179
		16	-0.061	0.030	20.072	0.217
		17	0.100	0.095	20.809	0.235
		18	0.171	-0.083	23.038	0.189
		19	0.090	-0.013	23.691	0.208
		20	0.020	0.010	23.724	0.255

Test de Dickey Füller Aumentado para el RFG (% PIB)

Modelo con Tendencia y Constante

Null Hypothesis: RF_PIB has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-4.063616	0.0145
Test critical values:		
1% level	-4.211868	
5% level	-3.529758	
10% level	-3.196411	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(RF_PIB)

Method: Least Squares

Date: 08/14/10 Time: 19:38

Sample (adjusted): 1971 2009

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RF_PIB(-1)	-0.626346	0.154135	-4.063616	0.0003
C	-0.015363	0.006468	-2.375018	0.0230
@TREND(1970)	9.30E-05	0.000235	0.395247	0.6950
R-squared	0.314833	Mean dependent var		-4.37E-05
Adjusted R-squared	0.276769	S.D. dependent var		0.019419
S.E. of regression	0.016514	Akaike info criterion		-5.295383
Sum squared resid	0.009818	Schwarz criterion		-5.167417
Log likelihood	106.2600	F-statistic		8.270984
Durbin-Watson stat	1.860714	Prob(F-statistic)		0.001107

Modelo con Constante

Null Hypothesis: RF_PIB has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-4.094892	0.0027
Test critical values:		
1% level	-3.610453	
5% level	-2.938987	
10% level	-2.607932	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(RF_PIB)

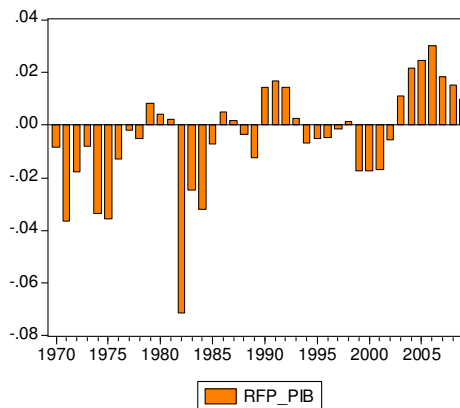
Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1971 2009

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RF_PIB(-1)	-0.622970	0.152133	-4.094892	0.0002
C	-0.013430	0.004186	-3.208554	0.0028
R-squared	0.311860	Mean dependent var		-4.37E-05
Adjusted R-squared	0.293262	S.D. dependent var		0.019419
S.E. of regression	0.016325	Akaike info criterion		-5.342335
Sum squared resid	0.009861	Schwarz criterion		-5.257025
Log likelihood	106.1755	F-statistic		16.76814
Durbin-Watson stat	1.859873	Prob(F-statistic)		0.000220

Resultado Fiscal Primario (% PIB)



Al igual que en el caso anterior, la observación del correlograma y el test de raíces unitarias encuentran evidencia de que el RFP como porcentaje del PIB es una serie estacionaria. Se observa que los coeficientes de autocorrelación rápidamente caen a valores cercanos a cero y que el test de Dickey-Füller rechaza la existencia de raíz unitaria.

Correlograma de RFP (% PIB)

Sample: 1970 2009
Included observations: 40

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.560	0.560	13.054	0.000
		2	0.330	0.039	17.876	0.000
		3	0.092	-0.150	18.260	0.000
		4	0.003	-0.004	18.260	0.001
		5	-0.066	-0.041	18.470	0.002
		6	-0.052	0.019	18.603	0.005
		7	0.042	0.122	18.694	0.009
		8	-0.064	-0.203	18.908	0.015
		9	-0.113	-0.077	19.605	0.021
		10	-0.000	0.228	19.605	0.033
		11	0.183	0.227	21.544	0.028
		12	0.161	-0.122	23.093	0.027
		13	0.164	-0.006	24.757	0.025
		14	0.107	-0.010	25.492	0.030
		15	0.045	0.035	25.629	0.042
		16	0.014	0.107	25.643	0.059
		17	0.096	0.079	26.315	0.069
		18	0.083	-0.169	26.836	0.082
		19	-0.013	-0.058	26.850	0.108
		20	-0.129	-0.020	28.250	0.104

Test de Dickey-Füller Aumentado para el RFP (% PIB)

Modelo con Tendencia y Constante

Null Hypothesis: RFP_PIB has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Füller test statistic	-4.127422	0.0124
Test critical values:		
1% level	-4.211868	
5% level	-3.529758	
10% level	-3.196411	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Füller Test Equation

Dependent Variable: D(RFP_PIB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1971 2009

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RFP_PIB(-1)	-0.632480	0.153238	-4.127422	0.0002
C	-0.015223	0.006295	-2.418178	0.0208
@TREND(1970)	0.000626	0.000266	2.355433	0.0241
R-squared	0.321716	Mean dependent var		0.000469
Adjusted R-squared	0.284033	S.D. dependent var		0.018731
S.E. of regression	0.015849	Akaike info criterion		-5.377627
Sum squared resid	0.009043	Schwarz criterion		-5.249661
Log likelihood	107.8637	F-statistic		8.537552
Durbin-Watson stat	1.878751	Prob(F-statistic)		0.000923

Sistematización de los modelos estimados para distintas variables fiscales

Indicador fiscal (% PIB)	Indicador de ciclo	Principales Conclusiones	Existencia de Asimetría	Significación parámetros	Problemas detectados
RPAC	OG	<ul style="list-style-type: none"> El ciclo ec. rezagado explica en parte el RPAC. PFD procíclica. Al separar en fases positivas y negativas : el RPAC es procíclico tras momentos buenos y contracíclico tras momentos malos. El coeficiente de OG negativo no es significativo, lo que puede denotar aciclicidad en momentos malos. Al separar el OG positivo en auge y expansión moderada y el OG negativo en recesión leve y recesión severa empleando el primer criterio las conclusiones se mantienen: PFD procíclica y significativa en momentos buenos y contracíclica o acíclica en momentos malos. Si la anterior separación se realiza con un criterio más estricto para clasificar al interior del OG negativo se mantienen las mismas conclusiones pero mejora la significación del coeficiente de recesión leve (significativo en más del 80% de los casos) y el coeficiente para recesión severa se vuelve negativo aunque sigue siendo no significativo. Esto denota que tras recesiones severas la PFD reacciona en forma acíclica o levemente procíclica. Conclusiones finales: *En momentos positivos la PFD es siempre procíclica y significativa y reacciona con más intensidad tras expansiones moderadas, cuando $0\% < OG < 5,6\%$. *En momentos negativos, la PFD es contracíclica tras momentos de recesión leve y acíclica cuando la recesión es muy severa ($OG < -8\%$). Otras variables explicativas: el RPAC también es explicado por el RPAC rezagado y la deuda rezagada, todos como %PIB. Ambos coeficientes con signo positivo en línea con lo esperado. La constante es negativa en todos los casos 	<p>Hay asimetría entre momentos positivo y negativo</p> <p>Hay asimetría entre momentos auge y recesión severa y momentos expansiones moderadas y recesiones leves</p>	Los coeficientes para el OG negativo no son significativos pero a medida que se van considerando las distintas fases por separado esto se atenúa y solo queda no significativo el coeficientes de recesiones severas	
RF Primario	OG	<ul style="list-style-type: none"> A nivel conceptual se desprenden las mismas conclusiones que en el caso anterior, el RFP es: 1) procíclico cuando el OG es positivo y especialmente cuando el auge no es tan grande; 2) contracíclica cuando el OG es negativo pero no tanto y 3) acíclico en recesiones severas. RFP rezagado y la deuda rezagada son significativos y tienen signo positivo. La constante es negativa. <ul style="list-style-type: none"> Los valores de los coeficientes son similares al caso anterior. La significación de los parámetros es mejor en este modelo. 	Hay asimetría entre momentos positivo y negativo. Hay asimetría entre momentos auge y recesión severa y momentos expansiones moderadas y recesiones leves.	Los coeficientes para el OG negativo no son significativos pero a medida que se van considerando las distintas fases por separado esto se atenúa y solo queda no significativo el coeficientes de recesiones severas	Residuos no normales
Resultado Fiscal Global	OG	<ul style="list-style-type: none"> En lo que refiere a la asimetría se arriba a conclusiones similares a los modelos anteriores. El valor de los coeficientes cambia levemente respecto a los anteriores. Por ejemplo en las expansiones moderadas en que hay evidencia de contracíclicidad los coeficientes son mayores. Esto puede reflejar el accionar de los estabilizadores automáticos por naturaleza contracíclicos. En los momentos buenos en que hay procíclicidad, los coeficientes no son inferiores a los que se obtuvo para el caso del RPAC como sería esperable por los estabilizadores automáticos. La deuda rezagada no es significativa. 	Hay asimetría entre momentos positivo y negativo. Hay asimetría entre momentos auge y recesión severa y momentos expansiones moderadas y recesiones leves.	La significación de las variables referentes al ciclo es buena, ya que sólo no es significativo el coeficiente de recesión severa. Sin embargo, el coeficiente de ratio Deuda/PIB rezagado no es significativo.	Deuda no significativa

Anexo. IX. Estimación del modelo sin incluir el ratio deuda/PIB

Dependent Variable: CAPB_PIB

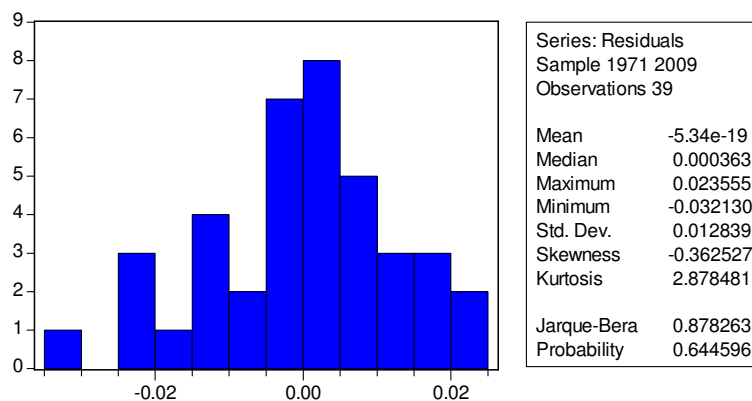
Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1971 2009

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005874	0.004604	1.275790	0.2109
RPAC_PIB(-1)	0.470495	0.112036	4.199484	0.0002
AUGE(-1)	-0.319796	0.079047	-4.045636	0.0003
EXPANSION MOD(-1)	-0.441440	0.227096	-1.943843	0.0605
RECES LEVE(-1)	0.214881	0.157864	1.361179	0.1827
RECES SEVERA(-1)	-0.126879	0.085371	-1.486209	0.1467
R-squared	0.665703	Mean dependent var		-0.004363
Adjusted R-squared	0.615052	S.D. dependent var		0.022205
S.E. of regression	0.013777	Akaike info criterion		-5.590965
Sum squared resid	0.006264	Schwarz criterion		-5.335032
Log likelihood	115.0238	F-statistic		13.14291
Durbin-Watson stat	2.151214	Prob(F-statistic)		0.000000

Residuos: histograma y estadísticas descriptivas

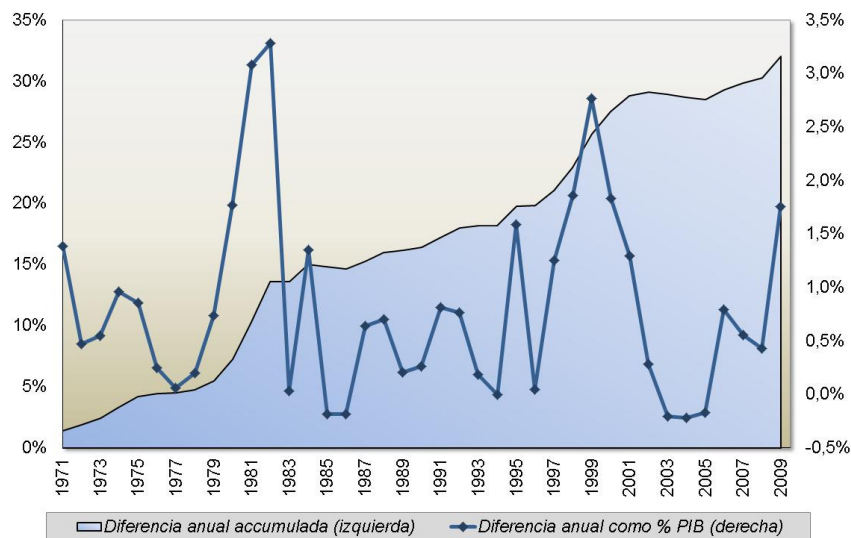


Anexo. X. Impacto de la asimetría sobre el endeudamiento: un ejercicio alternativo

A continuación, se repite el ejercicio realizado en la sección 7.2, pero estimando la serie de RPAC con simetría bajo el supuesto de que la política fiscal discrecional es acíclica, por lo que los coeficientes vinculados al OG se igualan a 0. La serie de RPAC con asimetría surge de las estimaciones del Modelo 4 de la sección 6.3.4. A partir de estas series de RPAC, se construyen series de deuda con y sin asimetría que posteriormente se comparan para cuantificar el efecto de la asimetría en la reacción de la PFD al ciclo. Los resultados arribados en este ejercicio son prácticamente iguales a los que se presentan en la sección 7.2.

Se observa que durante el período 1971-2009 el efecto de la asimetría en la respuesta de la política fiscal al ciclo generó en términos acumulados un endeudamiento adicional de 32% del PIB, lo que implica que este sobreendeudamiento fue en promedio 0,8% del PIB por año. Salvo en casos de recesión severa, la diferencia entre la deuda con y sin asimetría fue siempre positiva, lo que implica que la asimetría generó sobreendeudamiento. A continuación se grafica la diferencia entre la deuda con asimetría y la deuda sin asimetría año a año y acumulada (ambas expresadas como porcentaje del PIB).

Diferencia entre la deuda de GC con y sin asimetría en términos del PIB



Fuente: Elaboración propia